

**Konsumentenverhalten bei Ökostromangeboten**  
**– Empirische Untersuchungen privater Stromkunden in Deutschland –**

Von der Mercator School of Management  
– Fakultät für Betriebswirtschaftslehre –  
der Universität Duisburg-Essen  
zur Erlangung des akademischen Grades  
eines Doktors der Wirtschaftswissenschaft (Dr. rer. oec.)  
genehmigte Dissertation

von

**Ilaha Hasanov**

aus Baku/Aserbaidtschan

Referentin:	Univ.-Prof. Dr. Annette Köhler
Korreferent:	Univ.-Prof. Dr. Volker Breithecker
Tag der mündlichen Prüfung:	23. Juli 2010

## Inhaltsverzeichnis

<b>1. Studiensynopse</b>	1
1.1 Problemstellung und Relevanz der Beiträge	1
1.2 Zielsetzung und Forschungsfragen der eigenen Arbeiten	2
1.3 Detaillierte Beschreibung der Beiträge	4
1.3.1 Publikation 1: Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2006): Ordinale Regression. Eine anwendungsorientierte Einführung. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 35: 495-499.	4
1.3.2 Publikation 2: Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2008): Kontingente Bewertungsmethoden zur Schätzung individueller Zahlungsbereitschaften für kollektive Umweltgüter. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 37: 524-530.	5
1.3.3 Publikation 3: Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009a): Einflussfaktoren der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom – Eine empirische Untersuchung privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für angewandte Umweltforschung, 19: 78-103.	6
1.3.4 Publikation 4: Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009b): Einflussfaktoren auf die Bereitschaft von Privatkunden, Ökostrom nachzufragen – Ergebnisse einer empirischen Untersuchung. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 33: 316-321.	7
1.3.5 Publikation 5: Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009c): Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom – Eine empirische Untersuchung privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für Umweltpolitik und Umweltrecht, 32: 33-65.	7
1.3.6 Publikation 6: Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009d): Determinants of Price Mark-Up Tolerance for Green Electricity – Lessons for Environmental Marketing Strategies from a Study of Residential Electricity Customers in Germany. In: Business Strategy and the Environment, im Druck (DOI 10.1002/ bse.646; Online-Version).	9
1.4 Fazit und Ausblick	9
Literatur	10
<b>2. Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2006): Ordinale Regression. Eine anwendungsorientierte Einführung. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 35: 495-499</b>	13
2.1 Einordnung des Verfahrens	13
2.2 Prinzipien der ordinalen Regression	14
2.2.1 Modellschätzung	14
2.2.2 Beurteilung der Anpassungsgüte des gesamten Modells	17
2.2.3 Modellinterpretation	18
2.3 Fazit	20
Literatur	20

<b>3.</b>	<b>Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2008): Kontingente Bewertungsmethoden zur Schätzung individueller Zahlungsbereitschaften für kollektive Umweltgüter. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 37: 524-530. ....</b>	<b>21</b>
3.1	Wertkomponenten kollektiver Umweltgüter und deren empirische Messung .....	21
3.2	Kontingente Bewertungsmethoden für kollektive Umweltgüter: Anliegen und zentrale Elemente .....	22
3.2.1	Anliegen und Einordnung Kontingenter Bewertungsmethoden .....	22
3.2.2	Zentrale Elemente Kontingenter Bewertungsmethoden .....	24
3.3	Kriterien zur Gütebeurteilung von Schätzergebnissen mittels Kontingenten Bewertungsmethoden .....	28
3.4	Fazit.....	31
	Literatur.....	31
<b>4.</b>	<b>Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009a): Einflussfaktoren der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom – Eine empirische Untersuchung privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für angewandte Umweltforschung, 19: 78-103.....</b>	<b>33</b>
4.1	Untersuchungseinordnung und -ziel .....	34
4.2	Aufarbeitung des Forschungsstandes und Untersuchungshypothesen.....	35
4.2.1	Defizitanalyse als Basis für die Ausrichtung der eigenen Studie .....	35
4.2.2	Ableitung von Hypothesen für die eigene Untersuchung .....	38
4.3	Empirische Untersuchungsmethodik .....	44
4.3.1	Stichprobe.....	44
4.3.2	Messungen der untersuchten Konstrukte .....	47
4.4	Empirische Befunde zu den Hypothesen und der Forschungsfrage der Untersuchung .....	52
4.5	Untersuchungsimplicationen .....	56
<b>5.</b>	<b>Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009b): Einflussfaktoren auf die Bereitschaft von Privatkunden, Ökostrom nachzufragen – Ergebnisse einer empirischen Untersuchung. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 33: 316-321.....</b>	<b>59</b>
5.1	Einordnung und Anliegen der Untersuchung .....	60
5.2	Erhebungsmethodik und Stichprobe .....	61
5.3	Empirische Befunde und Praxisimplikationen .....	62
5.3.1	Messung der untersuchten Konstrukte .....	64
5.3.2	Einflussfaktoren der Bereitschaft, Ökostrom nachzufragen.....	66
5.4	Fazit und Perspektiven .....	68
	Literatur.....	69

<b>6. Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009c): Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom – Eine empirische Untersuchung privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für Umweltpolitik und Umweltrecht, 32: 33-65.....</b>	<b>71</b>
6.1 Untersuchungseinordnung und -ziel .....	72
6.2 Aufarbeitung des Forschungsstandes und Untersuchungshypothesen.....	73
6.2.1 Defizitanalyse zur Ausrichtung der eigenen Untersuchungsanlage .....	73
6.2.2 Ableitung von Hypothesen für die eigene Untersuchung .....	75
6.3 Empirische Untersuchungsmethodik .....	80
6.3.1 Stichprobe.....	80
6.3.2 Variablenoperationalisierungen .....	81
6.4 Ergebnisse der empirischen Analysen zur Hypothesenprüfung .....	88
6.5 Schlussfolgerungen .....	93
Literatur.....	96
<b>7. Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009d): Determinants of Price Mark-Up Tolerance for Green Electricity – Lessons for Environmental Marketing Strategies from a Study of Residential Electricity Customers in Germany. In: Business Strategy and the Environment, im Druck (DOI 10.1002/bse.646; Online-Version). .....</b>	<b>100</b>
7.1 Introduction .....	100
7.2 Previous Research and Hypotheses.....	101
7.2.1 Literature Review.....	101
7.2.2 Development of Hypotheses.....	103
7.3 Methods .....	106
7.3.1 Sample .....	106
7.3.2 Measurement of Dependent Price Tolerance Criteria.....	107
7.3.3 Measurement of Potential Determinants.....	108
7.4 Empirical Results .....	111
7.5 Discussion and Conclusions .....	115
References.....	117

# 1. Studiensynopse

## 1.1 Problemstellung und Relevanz der Beiträge

Die Liberalisierung der Elektrizitätsmärkte in Deutschland und die daraus resultierende Zunahme der Wettbewerbsintensität führen bei etablierten Energieversorgungsunternehmen (EVU) zu einem stärkeren Bemühen, ihre Bestandskunden zufrieden zu stellen und langfristig an sich zu binden. Für neu in den Markt eintretende Versorger bieten die veränderten ordnungspolitischen Rahmenbedingungen die Chance, Kunden der traditionellen EVU für sich zu gewinnen. Ein Blick auf den Wettbewerbsindikator „Lieferantenwechsel“ zeigt für den deutschen Elektrizitätsmarkt, dass für die Kundenkategorie „Industrie- und Gewerbekunden“ die mengen- bzw. anzahlbezogene Wechselquote im Jahr 2008 bei 9,12% bzw. 4,72% lag (s. *BNetzA*, 2009, S. 94f.). Die entsprechenden Kennzahlen für das Kundensegment „Haushalte“<sup>1</sup> beliefen sich auf 5,34% bzw. 4,80% (s. *BNetzA*, 2009, S. 101). Trotz der insgesamt niedrigen Anbieterwechselquoten von Elektrizitätskunden ist festzuhalten, dass im Vergleich zum Vorjahr sich die Elektrizitätslieferungen an Haushaltskunden, die ihren Versorger ausgetauscht haben, nahezu verdoppelten und somit auch bei Privatkunden dem Abwanderungsrisiko von EVU große Aufmerksamkeit zu schenken ist.

EVU können den Versuch unternehmen, das homogene Produkt Strom durch gezielten Einsatz von Marketing-Mix-Instrumenten als eine heterogene Leistung für Nachfrager darzustellen. Ein möglicher Ansatzpunkt zur Differenzierung im Wettbewerb ist das Angebot von *Ökostrom*, d.h. der Absatz von Strom, der aus regenerativen Energiequellen (Wind, Photovoltaik, Sonne, Wasser, Biomasse, Geothermie) erzeugt wurde. Dieses Angebot lässt sich mit der Zusage koppeln, einen Teil der durch spezielle Ökostromtarife erzielten Umsätze für Investitionen in den Ausbau erneuerbarer Energien zu verwenden.

In Deutschland wurden durch das mehrfach überarbeitete *Gesetz zum Vorrang erneuerbarer Energien* (EEG) bereits ab dem Jahr 2000 die ökonomischen Anreize zur Erzeugung von Ökostrom verstärkt (vgl. *Deutscher Bundestag*, 2004, S. 1918-1930 u. 2008, 2074-2099). Diese Politik trug dazu bei, dass sich schon im Jahr 2008 der Anteil regenerativer Energien am Bruttostromverbrauch in Deutschland auf 15,1% lief und damit bereits das Ausbauziel von 12,5% für das Jahr 2010 übertraf (vgl. *BMU*, 2009, S. 8 u. 16). Zahlreiche Befragungen sprechen dafür, dass auch die Bevölkerung in Deutschland den Ausbau erneuerbarer Energien als Element der Umweltschutzpolitik mit großer Mehrheit begrüßt (vgl. *Kuckartz/Rheingans-Heintze*, 2006, S. 2-4; *Christ/Bothe*, 2007, S. 22-24; *BMU*, 2008, S. 13-19 u. 25-34). Beispielsweise gaben 97,0% der Teilnehmer einer im Jahre 2008 durchgeführten repräsentativen Erhebung bei Haushaltsstromkunden in Deutschland an, dem stärkeren Ausbau von erneuer-

---

<sup>1</sup> Nach § 3 Nr. 22 Energiewirtschaftsgesetz (EnWG) sind unter „Haushaltskunden“ (1) Kunden im Haushalt ohne Rücksicht auf ihren Jahresverbrauch und (2) Kunden, deren Verbrauch in ihrem beruflichen, landwirtschaftlichen oder gewerblichen Bereich einen Jahresverbrauch von 10.000 kWh nicht übersteigt, zu verstehen.

baren Energiequellen einen erheblichen Wert beizumessen (vgl. *Agentur für Erneuerbare Energien*, 2009).

Für die Ausrichtung der Marketingmaßnahmen von EVU reicht es allerdings nicht aus, über allgemeine Informationen zu positiven Einstellungen der Bevölkerung zu Strom aus regenerativen Energiequellen zu verfügen. Vielmehr sind hier Kenntnisse kundenbezogener Einflussfaktoren der Bereitschaft von privaten Haushalten zur erstmaligen Nachfrage/Übernahme (= *Adoption*) spezieller Ökostromtarife von großer Bedeutung. Jedoch lässt die Analyse der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom offen, wie hoch die Zahlungsbereitschaft für Strom aus erneuerbaren Energiequellen ist und von welchen Faktoren dieses Kriterium beeinflusst wird. Aus solchem Wissen lassen sich Hinweise dahingehend gewinnen, von welchen Zielgruppen Ökostromangebote mit hoher Wahrscheinlichkeit akzeptiert werden und an welchen „Stellschrauben“ mit Priorität anzusetzen ist, um die Adoptions- und Zahlungsbereitschaft von Ökostrom bei Privatkunden zu erhöhen. Entsprechende Einsichten erleichtern den Energieversorgern die Entwicklung von wirksamen Maßnahmen zur Steigerung der Nachfrage nach Ökostromtarifen und somit die Abgrenzung von Zielgruppen, die aufgrund ihrer hohen Ökostromaffinität vorrangig mit Ökostromangeboten anzusprechen sind.

## **1.2 Zielsetzung und Forschungsfragen der eigenen Arbeiten**

Analysiert man die wissenschaftlichen Publikationen, die zu einem verbesserten Verständnis der Adoptions- und Zahlungsbereitschaft von Ökostrom bei privaten Haushalten und deren Bestimmungsgrößen beitragen, so stellt man fest, dass sich die Literatur bis jetzt auf häufig nicht empirisch oder nur schwach fundierte „Makro-Untersuchungen“ von ökonomischen Folgen der Liberalisierung von Energiemärkten auf Anbieter- und Nachfragerseite im Allgemeinen und unter Berücksichtigung von Strom aus regenerativen Quellen im Besonderen konzentriert hat. „Mikro-Studien“ auf der Ebene des einzelnen Nachfragers, der privat für seinen Haushalt über den Strombezug entscheidet (z.B. Wahl/Wechsel von Anbietern oder Energiequellen), sind hingegen vergleichsweise selten. Insgesamt sind folgende Forschungslücken hervorzuheben:

1. Einflussgrößen der Adoptionsbereitschaft von Strom aus regenerativen Energien werden empirisch erst in fünf Studien untersucht. Die Datensätze beziehen sich auf private Stromkunden in den USA, Großbritannien, Niederlanden, Schweden und Deutschland (vgl. *Clark/Kotchen/Moore*, 2003; *Arkesteijn/Oerlemans*, 2005; *Ek/Söderholm*, 2008; *Rommel/Meyerhoff*, 2009; *Ozaki*, 2009). Analysen zur Höhe und zu Determinanten der Zahlungsbereitschaft konzentrieren sich ebenfalls primär auf angelsächsische Länder sowie sekundär auf Schweden, Korea und Japan (vgl. *Nomura/Akai*, 2004; *Hansla et al.*, 2008; *Yoo/Kwak*, 2009). Für Privatkunden in Deutschland liegen erst drei Erhebungen vor (vgl. *Menges/Schröder/Traub*, 2004a und 2004b; *Gossling et al.*, 2005; *Christ/Bothe*, 2007). Aufgrund von nationalen Unterschieden in der wahrgenommenen Wichtigkeit von Umweltschutzthemen in einer Gesellschaft sowie der Bedeutung von regenera-

tiven Energien bei der Lösung von Umweltproblemen einerseits und des Verlaufs der Liberalisierung der Elektrizitätsmärkte andererseits (s. *Kinnunen*, 2004, S. 253-276; *Riechmann*, 2004, S. 157-168; *Joskow*, 2006, S. 20-24; *Renewable Energy Policy Network for the 21st Century*, 2009) lassen sich die gewonnenen Ergebnisse aber nicht ohne empirische Prüfung uneingeschränkt auf Deutschland übertragen. Die deutschsprachigen Studien beruhen zum größten Teil auf Stichproben von Studierenden bzw. „Umweltaktivisten“ und stellen somit keine allgemeingültigen Ergebnisse dar.

2. Zur Ableitung von Determinanten der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom durch Privatkunden sind die Erkenntnisse aus der Zahlungsintentionsforschung nur bedingt geeignet, da diese den für die Adoption vorausgesetzten Wechselprozess zu einem Ökostromangebot des bisherigen oder eines neuen Anbieters vernachlässigen.
3. Die meisten Arbeiten erheben Zahlungsbereitschaften, indem sie nach dem Preis pro kWh Strom oder dem monatlichen Stromrechnungsbetrag für ein durch einen definierten Ökostromanteil gekennzeichnetes Szenario fragen. Diese Art der Messung stellt erhebliche Anforderungen an das Wissen über Strompreise dar. Empirische Befunde weisen darauf hin, dass Elektrizität für den Bevölkerungsdurchschnitt ein „low involvement“ Produkt darstellt und deshalb kaum Informationen über die eigene Stromverbrauchsmenge oder die Höhe der eigenen Stromrechnung vorhanden ist (s. *Bakay/Rennhak*, 2006, S. 81f.; *Gossling et al.*, 2005, S. 76; *Henseler*, 2006, S. 12f.; *Christ/Bothe*, 2007, S. 21; *Paladino/Baggiere*, 2008, S. 340; *Rundle-Thiele/Paladino/Adopstol*, 2008, S. 182-187). Damit ergeben sich erhebliche Zweifel an der Validität dieser Untersuchungen.

Vor dem Hintergrund der bestehenden Defizite in der betriebswirtschaftlichen Forschung, verfolgen die eigenen wissenschaftlichen Beiträge das Ziel, Adoptions- und Zahlungsbereitschaften für Ökostrom bei privaten Haushalten aus betriebswirtschaftlicher und verhaltenswissenschaftlicher Sicht zu untersuchen und Determinanten dieser Konstrukte zu identifizieren. Empirische Analysen auf Basis von zwei unabhängig erhobenen Stichproben von Privatkunden in Deutschland sollen zur Gewinnung von Erkenntnissen, die für die verhaltenswissenschaftlich fundierte Betriebswirtschaftslehre, die Politikberatung und die Unterstützung von Praktikern in EVU wertvoll sind, beitragen. Unter Rückgriff auf die beiden Datensätze werden folgende Fragen diskutiert:

- Welche multivariaten Verfahren sind für die empirische Identifikation potenzieller Determinanten der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom geeignet? Welche Vor- und Nachteile weist in diesem Zusammenhang insbesondere das Verfahren der ordinalen Regression auf?
- Mit welchen Methoden lassen sich die individuellen Zahlungsbereitschaften für umweltbezogene Merkmale von Absatzleistungen erfassen, wenn man dabei berücksich-



tigt, dass sich deren Charakteristika auch auf das gesamtgesellschaftliche Wohlfahrtsniveau auswirken?

- Welche Faktoren beeinflussen die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom bei privaten Stromkunden in Deutschland signifikant? Inwiefern werden Zusammenhänge zwischen Kundenmerkmalen und der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom durch die objektiv erfasste Stromverbrauchsmenge moderiert?
- Wie hoch ist die Zahlungsbereitschaft von Privatkunden für Ökostrom und durch welche psychologischen und soziodemografischen Determinanten wird diese beeinflusst?
- Welche Anregungen lassen sich aus den eigenen Befunden für Marketingmaßnahmen von Energieversorgern, die energiebezogenen Maßnahmen staatlicher Institutionen sowie die betriebswirtschaftliche Forschung ableiten?

Die oben aufgestellten Fragen werden im Rahmen der kumulativen Dissertation durch sechs gemeinsam mit *Univ.-Prof. Dr. Torsten J. Gerpott* verfasste Publikationen in betriebs- und umweltwirtschaftlichen Fachzeitschriften sowie eine im Begutachtungsprozess befindende Arbeit (eingereicht bei *International Journal of Consumer Studies*) adressiert.

Unabhängig von der Analyse von Konsumentenverhaltensaspekten auf deregulierten Energiemärkten wurde unter Beteiligung der Autorin eine Arbeit in der Zeitschrift *Medien & Kommunikationswissenschaft* veröffentlicht, die sich kritisch mit der empirischen Erfolgsfaktorenforschung für Bücher auseinandersetzt (s. *Blömeke et al.*, 2007), hier aber aufgrund des fehlenden Bezugs zum Rahmenthema der eigenen Synopse nicht referiert wird.

### **1.3 Detaillierte Beschreibung der Beiträge**

#### **1.3.1 Publikation 1: Torsten J. Gerpott/Ilaa Mahmudova (2006): Ordinale Regression. Eine anwendungsorientierte Einführung. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 35: 495-499.**

Bei Untersuchungen von wirtschafts- und sozialwissenschaftlichen Fragestellungen, z.B. zu Einflussfaktoren der Zahlungsbereitschaft oder des Anbieterwechsels von Privat- und Geschäftskunden, können auch ordinale abhängige Variablen bzw. Merkmale von Bedeutung sein. Ein Charakteristikum von ordinalen Variablen ist eine endliche Anzahl von Ausprägungen/Antwortkategorien, die sich in eine Rangfolge bringen lassen (geordnetes Untersuchungskriterium) (vgl. *Tutz*, 2000, S. 1).

Da die Abstände zwischen den einzelnen Ausprägungen nicht zwangsläufig identisch sind, ist die herkömmliche Regressionsanalyse für intervallskalierte Kriterien zur Erkundung von Variablenassoziationen kein angemessenes Verfahren. Bei derartig skalierten abhängigen Variablen ist die ordinale Regression ein geeignetes Instrument, da sie zum einen gegenüber dem klassischen Regressionsmodell schwächere Annahmen zum Skalenniveau der Variablen trifft und zum anderen den Einfluss der unabhängigen Variablen auf den Übergang von einer zur nächsten Antwortkategorie berücksichtigt (vgl. *Tutz*, 2000, S. 207-209).

Auf Basis einer Durchsicht ausgewählter Methodenquellen und empirischer Forschungsarbeiten wird gezeigt, dass (1) die ordinale Regression ein anwendbares multivariates Verfahren zur Analyse von Einflussfaktoren der Zahlungsbereitschaft darstellt und (2) bisher nur in wenigen wissenschaftlichen Beiträgen berücksichtigt wurde. Daher ist das Ziel dieses Beitrags, ein Grundverständnis der Schätzung eines ordinalen Modells, der Prüfung der Güte der Modellanpassung an die Daten eines fiktiven Zahlenbeispiels sowie der Interpretation der Parameterschätzungen zu vermitteln.

### **1.3.2 Publikation 2: Torsten J. Gerpott/Ihaha Mahmudova (2008): Kontingente Bewertungsmethoden zur Schätzung individueller Zahlungsbereitschaften für kollektive Umweltgüter. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 37: 524-530.**

Bei der Erfassung individueller Zahlungsbereitschaften für kollektive Umweltgüter (z.B. Ökostrom) ist zu beachten, dass diese oft nicht über „normale Märkte“ getauscht werden und sich ihr Nutzen für den Einzelnen in Marktpreisen, die sich aus dem freien Spiel von Angebot und Nachfrage ohne staatliche Eingriffe ergeben, nur unvollständig widerspiegelt wird (vgl. *Handy/Gleason*, 2007, S. 436; *Liebe*, 2007, S. 22-33; *Dotzauer*, 2010, S. 701-703). Umweltgüter unterscheiden sich von „normalen“ Absatzleistungen weiter dadurch, dass ihr „Existenzwert“ für eine Person und damit deren Bereitschaft, einen monetären Beitrag zu leisten, nicht nur davon abhängt, welchen Nutzen die Person aus dem Ver-/Gebrauch der Leistungen zieht. Vielmehr kann kollektiven Umweltgütern ein mehr oder minder hoher subjektiver Wert beigemessen werden, der unabhängig von der aktuellen, geplanten oder möglichen individuellen Inanspruchnahme der Güter ist (vgl. *Bateman et al.*, 2002, S. 28).

Aufgrund der oben dargestellten Besonderheiten sind zur Zahlungsbereitschaftsmessung solcher Objekte spezifische Verfahren erforderlich. Hierzu gehören Kontingente Bewertungsmethoden (KBM). KBM streben an, den Preis, den eine Person höchstens für die nutzungsabhängigen und -unabhängigen Wertkomponenten kollektiver Umweltgüter zu zahlen bereit ist, anhand bewusst geäußerter Antworten auf konkret beschriebene, aber dennoch hypothetische Entscheidungssituationen ganzheitlich zu quantifizieren. Bei jedem KBM-Einsatz ist jedoch zu hinterfragen, inwieweit geäußerte Zahlungsbereitschaften und tatsächliche Präferenzen/Verhaltensweisen übereinstimmen. Der Grad der Kongruenz lässt sich dadurch erhöhen, dass die Probanden evidente persönliche Vorteile erzielen, wenn sie ihren Angaben ihre „wahre“ Wertschätzung für ein Umweltgut zugrunde legen. Die Anreizkompatibilität von KBM kann auf zwei Wegen gesteigert werden. Einmal können Probanden „aufgefordert werden, sich so zu verhalten, als ob sie sich in einer ‚echten‘ Entscheidungssituation befänden (*Menges/Schröder/Traub*, 2004a, S. 253). Zweitens ist den Befragten glaubhaft zu vermitteln, dass sich aus ihren Angaben tatsächliche Zahlungsverpflichtungen ergeben können.

Da zum einen KBM ein geeignetes Instrument zur Erfassung individueller Zahlungsbereitschaften für umweltbezogene Merkmale von Absatzleistungen oder staatlichen Maßnahmen darstellen und zum anderen bis jetzt kaum betriebswirtschaftliche Publikationen existieren,

welche KBM zur Schätzung des monetären Wertes von kollektiven Umweltgütern auf Individualebene überblicksartig darstellen, verfolgt dieser Beitrag das Ziel, Grundzüge von KBM zu umreißen. Es werden die Wertkomponenten kollektiver Umweltgüter und deren empirische Messung diskutiert sowie zentrale Elemente von KBM und Kriterien zur Gütebeurteilung von KBM-Schätzergebnissen beschrieben.

**1.3.3 Publikation 3: Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009a): Einflussfaktoren der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom – Eine empirische Untersuchung privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für angewandte Umweltforschung, 19: 78-103.**

Für die Gestaltung des Marketing von EVU und von Maßnahmen staatlicher umweltpolitischer Entscheidungsträger sind Kenntnisse hinsichtlich der Determinanten der Bereitschaft von Privathaushalten zur Adoption von Ökostromangeboten von erheblicher Bedeutung. Bei der Analyse von wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsarbeiten kommt man zum Ergebnis, dass diese nur sehr eingeschränkt zur Beantwortung der in *Kap. 1.2* umrissenen Fragen geeignet sind, da (1) die Bestimmungsgrößen der Adoptionsbereitschaft von Ökostromangeboten bis jetzt kaum thematisiert wurden und (2) sich die bisherigen Arbeiten entweder nur mit der Höhe und den Determinanten der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom beschäftigen oder die Bestimmungsgrößen eines Stromanbieterwechsels analysieren.

Angesichts dieser Erkenntnislücken strebt die eigene Arbeit an, in einer Stichprobe deutschsprachiger Privathaushalte signifikante kundenbezogene Einflussfaktoren der Nachfragebereitschaft von Ökostrom zu identifizieren. Aufbauend auf theoretischen Überlegungen und dem Stand der empirischen Forschung wurden acht Hypothesen und eine Forschungsfrage formuliert. Zur Datengewinnung wurde eine unternehmensbezogene Zufallsstichprobe privater Haushaltskunden eines etablierten regional tätigen deutschen Stromversorgers telefonisch interviewt. 267 Personen nahmen an der Befragung teil. Für sie stellte das kooperierende EVU den im Jahr 2007 gemessenen Stromverbrauch des jeweiligen Kunden als ergänzende objektive Information zum tatsächlichen Stromnutzungsverhalten bereit.

Erste Hinweise zur Haltbarkeit der acht Untersuchungshypothesen wurden aus den bivariaten *Pearson*- und *Kendall*-Korrelationen zwischen der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom und den acht in den Hypothesen aufgegriffenen Konstrukten abgeleitet. Um die Erklärbarkeit der Adoptionsbereitschaft bei simultaner Betrachtung der potenziellen Determinanten zu analysieren, kam das varianzbasierte Partial Least Squares-(PLS-)Strukturgleichungsmodellierungsverfahren zum Einsatz. Das Verfahren wurde im ersten Schritt auf die Gesamtstichprobe und im zweiten Schritt auf zwei nach ihrem objektiven Merkmal Stromverbrauch unterschiedenen Teilstichproben (Wenig- vs. Vielverbraucher) angewendet.

Die Ergebnisse der multivariaten Analysen deuten auf signifikant positive Einflüsse der allgemeinen Einstellung zum Umweltschutz und der positiven Bewertung eines Ökostrombezugs durch das soziale Umfeld von Kunden auf die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom hin.

Einen signifikant negativen Einfluss auf die Kriteriumsvariable hatte die wahrgenommene Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels. Die Kunden mit geringem Stromverbrauch wurden in ihrer Nachfragebereitschaft zudem durch die Preisgewichtung bei Energiebezugsentscheidungen sowie die Überzeugung, dass der eigene Stromanbieter auch gesellschaftliches Engagement zeigt, signifikant positiv beeinflusst. Bei Kunden mit hohem Stromkonsum stieg die Adoptionsbereitschaft dann an, wenn sie davon überzeugt waren, dass sich die Angebote von EVU deutlich voneinander unterscheiden. Insgesamt konnte mit dem eigenen, aus der Theorie des geplanten Verhaltens von Ajzen (1991, S. 179-211) abgeleiteten, Bezugsrahmen ein Beitrag zur Erklärung der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom geleistet werden.

**1.3.4 Publikation 4: Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009b): Einflussfaktoren auf die Bereitschaft von Privatkunden, Ökostrom nachzufragen – Ergebnisse einer empirischen Untersuchung. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 33: 316-321.**

Anliegen dieses Beitrags ist es, eine praxisrelevante Übersicht von wichtigen Determinanten der Bereitschaft von Privatkunden, Ökostrom nachzufragen, zu vermitteln. Hierdurch werden wesentliche Informationen für gezielte Marketingmaßnahmen von EVU gewonnen. Der Beitrag fasst im Wesentlichen die Ergebnisse der Studie von Gerpott/Mahmudova (2009a) zusammen.

Die Studie stellt fest, dass es für EVU sinnvoll ist, Maßnahmen zu realisieren, die in der Bevölkerung das Bewusstsein für Umweltprobleme schärfen und die Bewertung von Maßnahmen zur Bewältigung solcher Probleme verbessern. Für etablierte EVU ist es aufgrund der Abwanderungsgefahr privater Stromkunden nicht empfehlenswert, mit einfachen Wechselprozessen die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom zu steigern. Für neu im Markt agierende Versorger können hingegen eine kundenfreundliche Gestaltung von Wechselprozessen und das aktive Werben mit solchen Prozessen beim erstmaligen Vertragsabschluss Ansatzpunkte sein, um zum Bezug von Ökostrom zu motivieren. Bei Wenigverbrauchern dürften Preisaufschläge für Ökostrom allenfalls akzeptiert werden, wenn sie begründet werden und EVU durch die wahrnehmbare Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung für ein positives Image bei ihren Kunden sorgen. Bei Vielverbrauchern sollte hingegen besonders die Einstellung zum Umweltschutz und die wahrgenommene Bewertung eines Ökostrombezugs durch nahe stehende Personen durch Maßnahmen von EVU beeinflusst werden.

**1.3.5 Publikation 5: Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009c): Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom – Eine empirische Untersuchung privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für Umweltpolitik und Umweltrecht, 32: 33-65.**

Während in den Publikationen 3 und 4 die Analyse der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom im Vordergrund stand, beschäftigt sich dieser Aufsatz mit der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom und deren personenbezogenen Einflussfaktoren. Die Identifikation solcher Faktoren erleichtert die Entwicklung von Maßnahmen zur Steigerung der Zahlungsbereitschaft sowie zur

Abgrenzung von Zielgruppen, die eine hohe Preistoleranz<sup>2</sup> für Ökostrom aufweisen und deshalb mit Priorität anzusprechen sind.

Bisherige wissenschaftliche Studien, die sich mit der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom beschäftigen, (1) konzentrieren sich hauptsächlich auf angelsächsische Energiemärkte, (2) beruhen häufig auf Befragungen von Studenten und überdurchschnittlich umweltbewussten Personen, (3) stellen mit ihren Operationalisierungsansätzen (zu) hohe Anforderungen an die Strompreiskennntnis von Privatkunden und (4) untersuchen primär soziodemografische Merkmale und nur vereinzelt psychologische Variablen als Zahlungsbereitschaftsdeterminanten. Angesichts dieser Defizite war die empirische Untersuchung in diesem Beitrag auf eine Stichprobe privater Stromkunden in Deutschland ausgerichtet, die hinsichtlich der Variablen Alter und Bildungsstand eine große Heterogenität aufweist. Weiter wurden die Zahlungsbereitschaft für Ökostrom und deren potenzielle Einflussfaktoren in inhaltlich weiter gestreckter sowie methodisch weniger problematischer Weise als in den bisherigen Studien erfasst.

Auf Basis von konzeptionellen Argumenten und vorhandenen empirischen Erkenntnissen wurden sieben Hypothesen zum Einfluss von psychologischen Einstellungs- und Wahrnehmungsvariablen sowie von soziodemografischen Merkmalen privater Stromkunden/Haushalte auf deren Preistoleranz für Ökostrom entwickelt. Die Hypothesen wurden empirisch anhand von einer Stichprobe von 238 Privatkunden von EVU in Deutschland überprüft, die an einer standardisierten telefonischen Befragung teilgenommen hatten.

Erste Indizien zur Vereinbarkeit der aufgestellten Hypothesen mit den empirischen Daten wurden anhand der bivariaten *Pearson*- und *Kendall*-Korrelationen zwischen den Preistoleranzkriterien sowie den potenziellen Determinanten gewonnen. Zur Untersuchung der Erklärbarkeit der Preistoleranzkriterien bei simultaner Berücksichtigung aller elf in den Hypothesen angesprochenen psychologischen und soziodemografischen Einflussvariablen wurden für ein nominal gemessenes Preistoleranzmaß eine logistische Regression und für ein ordinal gemessenes Toleranzkriterium eine ordinale Regression geschätzt.

Nach den multivariaten Analyseergebnissen ist die Preistoleranz für Ökostrom zumeist hoch bei umweltbewussten Kunden (1) mit positiver Einstellung zum derzeitigen EVU und (2) gutem Basiswissen über regenerative Energiequellen, die (3) sich durch Meinungen Anderer in ihrem Umfeld zu Ökostrombezug beeinflussen lassen, die (4) bereits Schritte zum sparsamen Umgang mit Strom in ihrem Haushalt umgesetzt haben, die (5) für sich selbst keine engen Finanzrestriktionen bei einer Ökostromförderung wahrnehmen, die (6) nicht älter als 40 Jahre sind, die (7) nicht als „Single“ in ihrem Haushalt leben und die (8) eine niedrige Stromrechnung aufweisen. Diese Zielgruppe sollte mit einem Ökostromtarif angesprochen werden, wel-

---

<sup>2</sup> Als eine Variante der Zahlungsbereitschaft wird im Rahmen des diskutierten Beitrags die Preistoleranz betrachtet, welche typischerweise definiert wird als die Differenz zwischen dem aktuellen Preis (z.B. Marktpreis für Strom aus herkömmlicher Erzeugung) und dem erhöhten Preis einer Leistung, die ein Nachfrager maximal hinnimmt, ohne zu einem Konkurrenzangebot zu wechseln oder ganz auf den Leistungsbezug zu verzichten (s. Gerpott, 2009, S. 680).

cher die Einspeisung von Strom mit einem hohen Erzeugungsanteil aus regenerativen Energien zu einem deutlich wahrnehmbaren Mehrpreis anbietet. Für Kunden, die sich durch ein entgegen gesetztes Profil der oben genannten Merkmale auszeichnen, sind hingegen Marketingmaßnahmen zu entwickeln, die auf eine Sensibilisierung für die Implikationen des unveränderten Einsatzes herkömmlicher Energiequellen für die Umwelt generell und für die persönliche Lebensqualität im Speziellen zielen (s. auch *Hansla et al.*, 2008, S. 773). Aufgrund eines signifikant negativen Einflusses der Stromrechnungshöhe auf die Preistoleranz sollten EVU und staatliche umweltpolitische Entscheidungsträger der Höhe sowie der Begründung von Aufpreisen für Ökostrom besonderes Augenmerk widmen.

Dieser Beitrag konnte einen Teil der Mängel der bisherigen einschlägigen wissenschaftlichen Studien vermeiden und Anhaltspunkte zu individuellen Einflussfaktoren auf die Preistoleranz für Ökostrom aufzeigen. Zukünftige Forschungsarbeiten haben nicht nur die Repräsentativitätsbeschränkungen der vorliegenden Stichprobe zu überwinden, sondern sollten Erweiterungen hinsichtlich der abhängigen Preistoleranzkriterien vornehmen, indem sie über die gewählten nominalen und ordinalen Skalenniveaus hinausgehende Messungen vornehmen. Bezüglich der unabhängigen Variablen, die sich auf individuelle Einstellungs- und Wahrnehmungskonstrukte sowie soziodemografische Merkmale auf der Nachfragerseite beschränken, sollte ein Schwerpunkt auf die Untersuchung von objektiv messbaren Charakteristika von Stromanbietern/-märkten gelegt werden.

**1.3.6 Publikation 6: Torsten J. Gerpott/Ilaa Mahmudova (2009d): Determinants of Price Mark-Up Tolerance for Green Electricity – Lessons for Environmental Marketing Strategies from a Study of Residential Electricity Customers in Germany. In: Business Strategy and the Environment, im Druck (DOI 10.1002/bse.646; Online-Version).**

Das Ziel dieses Beitrags ist, einem breite(re)n Kreis von Wissenschaftlern sowie Entscheidungsträgern aus der Politik und Praxis auch außerhalb des deutschen Sprachraums Informationen zu signifikanten Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom bei privaten Haushalten zur Verfügung zu stellen. Deshalb gibt diese Arbeit im Wesentlichen die multivariaten Analyseergebnisse aus dem Beitrag von *Gerpott/Mahmudova* (2009c) in englischer Sprache wieder.

## **1.4 Fazit und Ausblick**

Anliegen der vorliegenden kumulativen Dissertation, die sechs Beiträge umfasst, war es auf Basis von konzeptionellen Argumenten sowie eigenen empirischen Analysen Erkenntnisse zur erstmaligen Nachfrage von und Zahlungsbereitschaft für Strom aus regenerativen Energiequellen sowie deren signifikanten Bestimmungsgrößen zu gewinnen. Entsprechende Resultate wurden durch die Schätzung von logistischen und ordinalen Regressionen sowie von PLS-Modellen für zwei hinsichtlich ihrer soziodemografischen Merkmale heterogenen, unabhängig erhobenen Stichproben von Privatkunden in Deutschland unter Einbezug objektiv gemessener Daten des Jahresstromverbrauchs je Haushalt gewonnen.

Die Befunde der multivariaten Zusammenhangsanalysen deuten generell auf signifikant positive Effekte der allgemeinen Befürwortung von Umweltschutz und der positiven Bewertung eines Ökostrombezugs durch Gruppen im persönlichen Umfeld von Kunden auf deren Bereitschaft, Ökostrom nachzufragen und dafür einen Preisaufschlag zu akzeptieren. Speziell bei Kunden mit einem jährlichen Stromverbrauch von bis zu 3.000 kWh beeinflussen zudem die Preisgewichtung bei Energiebezugsentscheidungen und die Überzeugung, dass der eigene Stromversorger auch gesellschaftliches Engagement zeigt, deren Adoptionsbereitschaft signifikant positiv. Die Nachfragebereitschaft bei Privatkunden mit einem jährlichen Stromverbrauch von mindestens 3.900 kWh wird hingegen durch die wahrgenommene Unterschiedlichkeit der Angebote von Energieversorgern determiniert. Die Preistoleranz für Ökostrom wird durch die Variablen Haushaltgröße und aktuelle Stromrechnungshöhe beeinflusst.

Aus den vorliegenden Analysen lassen sich Hinweise für die inhaltlich und methodisch erforderliche Ausrichtung zukünftiger Forschungsarbeiten ableiten. In *inhaltlicher Hinsicht* sollte die Adoptions- und Zahlungsbereitschaftsforschung (objektiv ermittelbare) Charakteristika der Anbieter-/Angebotsseite von Strommärkten betrachten; hier ist etwa an die Höhe des Ökostromanteils, die Art der eingesetzten regenerativen Energiequellen (z.B. Sonnen- oder Windenergie), die Art der bei Mischstromtarifen eingesetzten herkömmlichen Energieträger, die Zertifizierung von Ökostromangeboten, welche für den deutschen Energiemarkt erst seit 2007 eine erhebliche Bedeutung gewonnen hat und daher in der eigenen Arbeit nicht betrachtet wurde, oder die Wettbewerbsintensität am Haushaltswohnort als potenzielle Bestimmungsgrößen zu denken (s. *Sammer/Wüstenhagen*, 2006, S. 186-190; *Borchers/Duke/Parsons*, 2007; *Christ/Bothe*, 2007, S. 29f.; *Menges/Traub*, 2009, S. 47-55; *Rommel/Meyerhoff*, 2009, S. 76f.). Da Personen, die von alternativen Discount- oder Ökostromanbieter ihren Strom beziehen, sich von Kunden eines typischen regionalen EVU in Bezug auf die Einstellungen und Wechselerfahrung unterscheiden, sollte die Forschung auf diesen Verbraucherkreis ausgeweitet werden. In *methodischer Hinsicht* sollte die Erhebung der abhängigen Adoptions- und Preistoleranzkriterien durch die Erfassung des tatsächlichen/realisierten Verhaltens ergänzt werden, da in der empirischen betriebswirtschaftlichen Forschung der Grad der Kongruenz von reaktiven Verhaltensabsichtsäußerungen (in hypothetischen Situationen) und tatsächlichem Verhalten seit langem strittig ist (s. *Menges/Schröder/Traub*, 2004a, S. 250; *Chandon/Morwitz/Reinartz*, 2005, S. 1-4 u. 10-12; *Diller*, 2008, S. 183f.; *Sharma/Yetton/Crawford*, 2009, S. 475-482). Die Stabilität der Erkenntnisse lässt sich zudem durch die Erhebung von größeren Strichproben in Längsschnittuntersuchungen überprüfen.

## Literatur

*Agentur für Erneuerbare Energien* (2009): Bevölkerung wünscht sich mehr Erneuerbare Energien – Ergebnisse einer repräsentativen Umfrage in Deutschland. Berlin: Agentur für Erneuerbare Energien (URL: <http://www.unendlich-viel-energie.de/de/panorama/detailansicht/article/195/bevoelkerung-wuenschtmehr-erneuerbare-energien.html>, Abruf am 16.02.2010).

- Ajzen, I. (1991): The theory of planned behavior. In: *Organizational Behavior & Human Decision Processes*, 50: 179-211.
- Arkesteijn, K./Oerlemans, L. (2005): The early adoption of green power by Dutch households. An empirical exploration of factors influencing the early adoption of green electricity for domestic purposes. In: *Energy Policy*, 33: 183-196.
- Bakay, Z./Rennhak, C. (2006): Kundenzufriedenheitsmessung im Low-Involvement-Produkt Strom. In: Rennhak, C. (Hrsg.): *Herausforderung Kundenbindung*. Wiesbaden: DUV: 79-85.
- Bateman, I.J./Carson, R.T./Day, B./Hanemann, M./Hanley, N./Hett, T./Jones-Lee, M./Loomes, G./Mourato, S./Özdemiroglu, E./Pearce, D./Sugden, R./Swanson, J. (2002): *Economic Valuation with Stated Preference*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Blömeke, E./Clement, M./Mahmudova, I./Sambeth, F. (2007): Status quo der betriebswirtschaftlichen Erfolgsfaktorenforschung bei Büchern. In: *Medien & Kommunikationswissenschaft*, 55: 412-441.
- BMU (2008): *Umweltbewusstsein in Deutschland 2008 – Ergebnisse einer repräsentativen Bevölkerungsumfrage*. Berlin: Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (URL: <http://www.umweltdaten.de/publikationen/fpdf-l/3678.pdf>, Abruf am 16.02.2010).
- BMU (2009): *Erneuerbare Energien in Zahlen – Nationale und internationale Entwicklung*. Berlin: Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (URL: [http://www.bmu.de/erneuerbare\\_energien/downloads/doc/2720.php](http://www.bmu.de/erneuerbare_energien/downloads/doc/2720.php), Abruf am 16.02.2010).
- BNetzA (2009): *Monitoringbericht 2009*. Bonn: Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahnen (URL: <http://bundesnetzagentur.de/enid/e5771aa0e5da97970eb937ff4e34e85a,0/2xp.html>, Abruf am 16.02.2010).
- Borchers, A.M./Duke, J.M./Parsons, G.R. (2007): Does willingness to pay for green energy differ by source? In: *Energy Policy*, 35: 3327-3334.
- Chandon, P./Morwitz, V.G./Reinartz, W.J. (2005): Do intentions really predict behavior? Self-generated validity effects in survey research. In: *Journal of Marketing*, 69(2): 1-14.
- Christ, S./Bothe, D. (2007): *Bestimmung der Zahlungsbereitschaft für erneuerbare Energien mit Hilfe der Kontingenten Bewertungsmethode*. Working Paper Nr. 07/1. Universität zu Köln (EWI): Energiewirtschaftliches Institut (URL: <http://www.ewi.uni-koeln.de/fileadmin/user/WPs/ewiwp0701.pdf>, Abruf am 16.02.2010).
- Clark, C.F./Kotchen, M.J./Moore, M.R. (2003): Internal and external influences on pro-environmental behavior: Participation in a green electricity program. In: *Journal of Environmental Psychology*, 23: 237-246.
- Deutscher Bundestag (2004): *Gesetz zur Neuregelung des Rechts der Erneuerbaren Energien im Strombereich*. In: *Bundesgesetzblatt*, Jg. 2004, Teil I Nr. 40, ausgegeben zu Bonn am 31. Juli 2004: 1918-1930.
- Deutscher Bundestag (2008): *Gesetz zur Neuregelung des Rechts der Erneuerbaren Energien im Strombereich und zur Änderung damit zusammenhängender Vorschriften*. In: *Bundesgesetzblatt*, Jg. 2008, Teil I Nr. 49, ausgegeben zu Bonn am 31. Oktober 2008: 2074-2100.
- Diller, H. (2008): *Preispolitik*, 4. Aufl. Stuttgart: Kohlhammer.
- Dotzauer, E. (2010): Greenhouse gas emissions from power generation and consumption in a Nordic perspective. In: *Energy Policy*, 38: 701-704.
- Ek, K./Söderholm, P. (2008): Norms and economic motivation in the Swedish green electricity market. In: *Ecological Economics*, 68: 169-182.
- Gerpott, T.J. (2009): Einflüsse anbieterbezogener Einstellungen von Privatkunden auf deren Preisbereitschaft. In: *Die Betriebswirtschaft*, 69: 679-700.
- Gossling, S./Kunkel, T./Schumacher, K./Heck, N./Birkemeyer, J./Froese, J./Naber, N./Schliermann, E. (2005): A target group-specific approach to „green“ power retailing: Students as consumers of renewable energy. In: *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 9: 69-83.
- Handy, F./Gleason, J. (2007): Rent-seeking and economic valuation of environmental quality. In: *International Journal of Social Economics*, 34: 436-448.



- Hansla, A./Gamble, A./Juliussen, A./Gärling, T.* (2008): Psychological determinants of attitude towards and willingness to pay for green electricity. In: *Energy Policy*, 36: 768-774.
- Joskow, P.L.* (2006): Markets for power in the United States: An interim assessment. In: *Energy Journal*, 27: 1-36.
- Kinnunen, K.* (2004): Electricity network regulation: Practical implementation in the Nordic countries. In: *Hirschhausen, C./Beckers, T./Mitusch, K. (Hrsg.): Trends in Infrastructure Regulation and Financing*. Cheltenham: Edward Elgar: 253-276.
- Kuckartz, U./Rheingans-Heintze, A.* (2006): *Trends im Umweltbewusstsein*. Wiesbaden: VS Verlag.
- Liebe, U.* (2007): *Zahlungsbereitschaft für kollektive Umweltgüter*. Wiesbaden: VS Verlag.
- Menges, R./Schröder, C./Traub, S.* (2004a): Erhebung von Zahlungsbereitschaften für Ökostrom. In: *Marketing ZFP*, 26: 247-258.
- Menges, R./Schröder, C./Traub, S.* (2004b): Umweltbewusstes Konsumentenverhalten aus ökonomischer Sicht: Eine experimentelle Untersuchung der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom. In: *Umweltpsychologie*, 8: 84-106.
- Menges, R./Traub, S.* (2009): Who should pay the bill for promoting green electricity? An experimental study on consumer preferences. In: *International Journal of Environment and Pollution*, 39: 44-60.
- Nomura, N./Akai, M.* (2004): Willingness to pay for green electricity in Japan as estimated through contingent valuation method. In: *Applied Energy*, 78: 453-463.
- Ozaki, R.* (2009): Adopting sustainable innovation: What makes consumers sign up to green electricity? In: *Business Strategy and the Environment*, im Druck (DOI 10.1002/bse.650; Online-Version).
- Paladino, A./Baggiere, J.* (2008): Are we “green”? An empirical investigation of renewable electricity consumption. In: *European Advances in Consumer Research*, 8: 340-341.
- Renewable Energy Policy Network for the 21st Century* (2009): *Renewables: Global Status Report, 2009 Update* (URL: [http://ren21.net/pdf/RE\\_GSR\\_2009\\_Update.pdf](http://ren21.net/pdf/RE_GSR_2009_Update.pdf), Abruf am 16.02.2010).
- Riechmann, C.* (2004): Strommarktregulierung in Großbritannien. In: *Lepich, U./Georgi, H./Evers, E. (Hrsg.): Strommarktliberalisierung durch Netzregulierung*. Berlin: Berliner Wissenschafts-Verlag: 157-168.
- Rommel, K./Meyerhoff, J.* (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden. Was hält Stromkunden davon ab, zu Ökostromanbietern zu wechseln? In: *Zeitschrift für Energiewirtschaft*, 33: 74-82.
- Rundle-Thiele, S./Paladino, A./Apostol, S.A.* (2008): Lessons learned from renewable electricity marketing attempts: A case study. In: *Business Horizons*, 51: 181-190.
- Sammer, K./Wüstenhagen, R.* (2006): The influence of eco-labeling on consumer behavior – Results of a discrete choice analysis for washing machines. In: *Business Strategy and the Environment*, 15: 185-199.
- Sharma, R./Yetton, P./Crawford, J.* (2009): Estimating the effect of common method variance: The method-method pair technique with an illustration from TAM research. In: *MIS Quarterly*, 33: 473-490.
- Tutz, G.* (2000): *Die Analyse kategorialer Daten*. München: Oldenbourg.
- Yoo, S.-H./Kwak, S.-Y.* (2009): Willingness to pay for green electricity in Korea: A contingent valuation study. In: *Energy Policy*, 37: 5408-5416.

## 2. Torsten J. Gerpott/Ilaa Mahmudova (2006): Ordinale Regression. Eine anwendungsorientierte Einführung. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 35: 495-499.

### Zusammenfassung

In der empirischen Wirtschaftsforschung geht es häufig darum, Zusammenhänge zwischen abhängigen Kriterien mit mindestens drei Ausprägungen, die sich in eine Rangordnung bringen lassen, und unabhängigen Erklärungsvariablen zu schätzen. Das hierfür geeignete Verfahren ist die ordinale Regression. Dieser Beitrag erläutert einführend die Prinzipien, die Beurteilung der Anpassungsgüte und die Interpretation von ordinalen Regressionsrechnungen.

### 2.1 Einordnung des Verfahrens

In den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften wird man oft mit kategorialen Variablen bzw. Merkmalen konfrontiert. Ein kategoriales Merkmal ist durch eine endliche Anzahl von Ausprägungen, sog. Responsekategorien, gekennzeichnet (vgl. Tutz, 2000, S. 1). Beispiele für solche Merkmale sind Kaufverhaltenstypen (Regelmäßig-, Häufig-, Gelegenheits- und Seltenkäufer), arbeitsrechtlicher Mitarbeiterstatus (Arbeiter, Angestellter, Beamter usw.) oder Flugkategorie (Economy, Business und First Class).

Im Folgenden sind solche Fälle von Interesse, bei denen das kategoriale Merkmal als abhängige Variable auftritt. Hier muss man zwischen Variablen mit ungeordneten und geordneten Kategorien unterscheiden. Ist die abhängige Variable ungeordnet, wie z.B. der arbeitsrechtliche Mitarbeiterstatus, spricht man von einer **nominal skalierten Variablen**. Bei einem derartigen Kriterium stellt die **Diskriminanzanalyse** ein geeignetes Verfahren dar, um empirisch aufzuzeigen, durch welche unabhängigen Merkmale sich die Ausprägungskategorien der abhängigen Variablen unterscheiden (vgl. Backhaus et al., 2006, S. 156-218). Lassen sich die Ausprägungen der abhängigen Variablen jedoch in eine Rangfolge bringen, wie bei Kaufverhaltenstypen oder Flugkategorien, dann liegt eine **ordinal skalierte Variable** vor. Da jedoch die Abstände zwischen den einzelnen Ausprägungen nicht zwangsläufig identisch sind, stellt die herkömmliche Regressionsanalyse für intervallskalierte Kriterien kein geeignetes Verfahren zur Erkundung von Variablenassoziationen dar. In diesem Fall sollte man die **ordinale Regression** zur Analyse von Zusammenhängen zwischen unabhängigen und abhängigen Variablen verwenden.

Weist die kategoriale abhängige Variable lediglich zwei Ausprägungen auf, kann man die **logistische Regression** einsetzen. Da dieses Verfahren in der Literatur sehr gut dokumentiert ist, wird es in der Praxis auch beim Vorliegen von mehr als zwei Ausprägungen angewendet (vgl. z.B. Krafft, 1997; Rese/Bierend, 1999). Hierzu ist es erforderlich, die mehr als zwei vorhandenen Kategorien zu insgesamt zwei Kategorien zusammenzufassen. Nachteil dieses Vorgehens ist ein erheblicher Informationsverlust. Beispielsweise gehen bei der Zusammenfassung von Fluggästen der Business und First Class zu einer Gruppe und ihrer Gegenüberstel-

lung mit Fluggästen der Economy Class Informationen wie der Preisunterschied zwischen den beiden zuerst genannten Flugkategorien verloren, obwohl er in der Praxis oft bedeutsam ist.

Das multivariate Verfahren der ordinalen Regression weist den Informationsverlustnachteil nicht auf, ihm wurde aber bislang in der Methodenliteratur ebenso wie in empirischen Forschungsarbeiten wenig Beachtung geschenkt. Deshalb ist es Ziel dieses Beitrags, die Prinzipien der ordinalen Regressionsanalyse einführend zu erläutern.

## 2.2 Prinzipien der ordinalen Regression

### 2.2.1 Modellschätzung

Die grundlegende Vorgehensweise der ordinalen Regression wird im Folgenden anhand eines **Fallbeispiels** erklärt: In fünf Flughäfen der Bundesrepublik Deutschland wurden jeweils Kunden der Fluggesellschaft *AZFLY* beobachtet, von denen 55 (34,4%) Economy Class, 56 (35,0%) Business Class und 49 (30,6%) First Class fliegen. Die abhängige Variable „Flugkategorie“ wird als ordinal skaliert betrachtet, d.h. die Responsekategorien lassen sich in eine Rangreihe (z.B. bezüglich der Flugticketflexibilität oder des Ticketpreises) bringen. Den oben genannten drei Kategorien werden Zahlen „0“ für die Kategorie „Economy Class“, „1“ für die Kategorie „Business Class“ und „2“ für die Kategorie „First Class“ zugeordnet. Hier ist nur die Rangfolge, nicht aber der numerische Abstand zwischen den Kategorien bzw. Werten sinnvoll interpretierbar. In einer kurzen Befragung wurde bei den Kunden ihr Einkommen (genaue Angabe der Einkommenshöhe) und der Anlass des Fluges (privat = „0“ und dienstlich = „1“) erhoben. Mit Hilfe einer ordinalen Regression soll untersucht werden, wie stark sich das Einkommen und der Fluganlass auf die gebuchte Flugkategorie auswirken.

Hierzu ist zunächst zu entscheiden, ob das Schwellenwertmodell (kumulative Modell) oder das sequenzielle Modell der ordinalen Regression verwendet werden soll. Das **sequenzielle Modell** geht davon aus, dass die Kategorien der abhängigen (= endogenen) Variablen nur sukzessiv erreichbar sind (vgl. *Fahrmeir/Hamerle/Tutz*, 1996, S. 274). Dieses Modell ist jedoch in marktgängigen Statistikprogrammen nicht implementiert. Im Weiteren wird daher nur noch das am häufigsten angewandte Schwellenwertmodell von *McCullagh* (1980) betrachtet. Es lässt sich beispielsweise in dem Analysesoftwarepaket SPSS mit der Prozedur „Ordinale Regression“ berechnen.

Im **Schwellenwertmodell** wird von einer latenten metrischen Variablen  $y^*$  ausgegangen. In unserem Beispiel lässt sich  $y^*$  beispielsweise als die individuelle Neigung interpretieren, eine Flugkategorie zu wählen. Die beobachtbare Variable  $y$  und die latente Variable  $y^*$  sind nach dem Schwellenwertkonzept verknüpft. Dieses kann man wie folgt darstellen (anschließend wird der Index  $i$  für die  $i$ -te Beobachtung ( $i = 1, 2, \dots, I$ ) weggelassen):

$$y = r \Leftrightarrow \theta_{r-1} < y^* \leq \theta_r \quad r = 1, \dots, k \text{ Kategorien,} \quad (1)$$

wobei  $-\infty = \theta_0 < \theta_1 < \theta_2 < \dots < \theta_r = +\infty$  die Schwellenwerte auf dem unbeobachtbaren Kontinuum sind. Ist die nicht beobachtbare individuelle Neigung zu einer Flugkategorie unter der

Schwelle  $\theta_1$ , erfolgt laut Modell eine Zuordnung in die Kategorie „Economy Class“. Liegt die latente Variable zwischen  $\theta_1$  und  $\theta_2$ , dann wird die Beobachtung in die nächst höhere Kategorie „Business Class“ eingeordnet usw.

Der Erwartungswert der latenten Variablen  $y^*$  wird wie im multiplen Regressionsmodell (vgl. *Backhaus et al.*, 2006, S. 60 f.) als eine lineare gewichtete Kombination der unabhängigen Prädiktoren bestimmt. Dementsprechend erfassen die Parameter  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)'$  die Gewichte des Vektors der unabhängigen Variablen  $x' = (x_1, \dots, x_p)$  bei der Vorhersage der abhängigen Variablen. Der Parametervektor  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)'$  ist zusammen mit den Schwellenwertparametern zu schätzen. Zusätzlich wird angenommen, dass eine Störvariable  $u$  mit dem Erwartungswert  $E(u) = 0$  und der Verteilungsfunktion  $F$  sich auf  $y$  auswirken kann. Somit ergibt sich  $y^*$  als (vgl. *Tutz*, 2000, S. 210):

$$y^* = (\beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p) + u = \mathbf{x}'\beta + u. \quad (2)$$

In der Literatur ist auch die Darstellung mit negativen Vorzeichen bei den  $\beta$ -Parametern verbreitet (vgl. z.B. *Fahrmeir/Hamerle/Tutz*, 1996, S. 272; *Tutz*, 2000, S. 210). In SPSS wird für die Berechnung jedoch die Variante gemäß Gleichung (2) mit positiven Vorzeichen verwendet (vgl. *Bühl/Zöfel*, 2005, S. 373-378). Für die spätere Interpretation der Ergebnisse ist dies von fundamentaler Bedeutung, da beispielsweise *Fahrmeir/Hamerle/Tutz* (1996) aufgrund der Darstellungsweise mit negativen Vorzeichen in ihrem Beispiel bei der Ergebnisinterpretation sämtliche Vorzeichen umkehren müssen. Bei den von SPSS ausgewiesenen Ergebnissen und der hier gewählten Notation mit positiven Vorzeichen können die Ergebnisse untransformiert interpretiert werden.

Die lineare Kombination der unabhängigen Variablen (Gleichung (2)) hat anders als herkömmliche Regressionsgleichungen für intervallskalierte Kriterien (vgl. *Backhaus et al.*, 2006, S. 54) keine Konstante. Der Einfluss der Konstanten lässt sich mittels der ordinalen Regression nicht explizit schätzen, weil die Schwellenwerte ansonsten nicht identifizierbar wären. Man kann sich dies intuitiv leicht klar machen, wenn man in SPSS die ordinale Regression für eine binäre Variable schätzt und die Ergebnisse mit denen einer logistischen Regression vergleicht. In unserem Anwendungsbeispiel wird die abhängige Variable nur in zwei Ausprägungen (Economy Class = „0“ und Business- und First Class = „1“) betrachtet (vgl. *Tab. 1*). Bei der ordinalen Regression wird dann keine Konstante ausgewiesen, jedoch ein Schwellenwert. Dieser ist betragsgleich mit der Konstanten der logistischen Regression. Die Regressionskoeffizienten der beiden Regressionen sind identisch, insofern kann die ordinale Regression als Spezialfall der logistischen Regression aufgefasst werden.

Tab. 1: Vergleich von Ergebnissen einer ordinalen Regression mit denen einer logistischen Regression

Unabhängige Variablen	Logistische Regression		Ordinale Regression	
	Regressionskoeffizient $\beta$	Wald	Regressionskoeffizient $\beta$	Wald
Einkommen	<b>0,002<sup>a</sup></b>	<b>35,897</b>	<b>0,002</b>	<b>35,897</b>
Fluganlass	<b>2,741</b>	<b>9,367</b>	<b>2,741</b>	<b>9,367</b>
<i>Schwelle</i>			<b>5,817</b>	<b>29,871</b>
<i>Konstante</i>	<b>-5,817</b>	<b>29,871</b>		

<sup>a)</sup> Fett gedruckte Werte sind signifikant ( $p < 0,05$ ).

Zusammenfassend lässt sich das Modell der ordinalen Regression wie folgt darstellen (vgl. Tutz, 2000, S. 213):

$$\begin{aligned}
 P(y = r|\mathbf{x}) &= P(\theta_{r-1} < y^* \leq \theta_r | \mathbf{x}) \\
 &= P(y^* \leq \theta_r | \mathbf{x}) - P(y^* \leq \theta_{r-1} | \mathbf{x}) \\
 &= P(u \leq \theta_r - \mathbf{x}'\beta) - P(u \leq \theta_{r-1} - \mathbf{x}'\beta) \\
 &= F(\theta_r - \mathbf{x}'\beta) - F(\theta_{r-1} - \mathbf{x}'\beta) \quad r = 1, \dots, k
 \end{aligned} \tag{3}$$

bzw.

$$P(y \leq r|\mathbf{x}) = F(\theta_r - \mathbf{x}'\beta) \quad r = 1, \dots, k. \tag{4}$$

Auf der linken Seite der Gleichung (4) stehen im Schwellenwertmodell die kumulierten Wahrscheinlichkeiten  $P(y \leq r|\mathbf{x}) = P(y = 1|\mathbf{x}) + \dots + P(y = r|\mathbf{x})$ . Das oben beschriebene Modell enthält die latente Variable  $y^*$  nicht mehr. Es müssen die unabhängigen Variablen  $\mathbf{x}$  sowie die Parameter  $\theta_r$  und  $\beta$  geschätzt werden. Durch die Wahl einer speziellen Verteilungsfunktion  $F$  der Störvariablen erhält man verschiedene Modelle der ordinalen Regression wie das kumulative logistische Modell, das kumulative Extremwertmodell, das kumulative Probit-Modell und das kumulative lineare Modell (vgl. Fahrmeir/Hamerle/Tutz, 1996, S. 273; Tutz, 2000, S. 214-219).

Beim **kumulativen logistischen Modell** wird für  $F$  die logistische Verteilungsfunktion unterstellt (vgl. Fahrmeier/Hamerle/Tutz, 1996, S. 273; Tutz, 2000, S. 215):

$$P(y \leq r|\mathbf{x}) = \frac{\exp(\theta_r - \mathbf{x}'\beta)}{1 + \exp(\theta_r - \mathbf{x}'\beta)} \tag{5}$$

bzw.

$$\ln\left(\frac{P(y \leq r|\mathbf{x})}{P(y > r|\mathbf{x})}\right) = \theta_r - \mathbf{x}'\beta. \tag{6}$$

Das eben dargestellte Modell wird in der Literatur auch als Proportional Odds Model bezeichnet (vgl. McCullagh, 1980, S. 110-113; Fahrmeir/Hamerle/Tutz, 1996, S. 273; Tutz,

2000, S. 215 f.). Diese Bezeichnung bezieht sich auf die folgende Eigenschaft des Modells: Für jede fixierte Kategorie  $r$  ist das Verhältnis der kumulierten Chancen für zwei Subpopulationen  $\mathbf{x}$  und  $\mathbf{s}$  gegeben durch (vgl. *Fahrmeir/Hamerle/Tutz*, 1996, S. 273):

$$\frac{P(y \leq r|\mathbf{x})/P(y > r|\mathbf{x})}{P(y \leq r|\mathbf{s})/P(y > r|\mathbf{s})} = \exp((\mathbf{x} - \mathbf{s})' \beta). \quad (7)$$

Für das vorliegende Beispiel bedeutet dies, dass beispielsweise das Verhältnis der Chance, mit der Economy Class zu fliegen, im Verhältnis zur Chance für den Flug mit der Business Class, über die Population stabil ist. Diese Aussage ist von der Kategorie der abhängigen Variablen  $r$  (Economy, Business und First Class) unabhängig.

Beim **kumulativen Extremwertmodell** wird die Minimum-Extremwertverteilung als die Verteilungsfunktion  $F$  gewählt, d.h.  $F(u) = 1 - \exp(-\exp(u))$ . Wählt man für  $F$  die Standardnormalverteilungsfunktion  $\Phi$  oder die identische Funktion, so ergeben sich das **kumulative Probit-Modell**  $P(y \leq r|\mathbf{x}) = \Phi(\beta_{0r} + \mathbf{x}'\beta)$  oder das **kumulative lineare Modell**  $P(y \leq r|\mathbf{x}) = \beta_{0r} + \mathbf{x}'\beta$  (vgl. *Fahrmeir/Hamerle/Tutz*, 1996, S. 273; *Tutz*, 2000, S. 218 f.). Im vorliegenden Fallbeispiel wird das kumulative logistische Modell geschätzt, da es aufgrund der gleichmäßig verteilten Auftretenshäufigkeiten der Kategorien der abhängigen Variablen eine gute Anpassung an die Daten des Beispiels verspricht.

## 2.2.2 Beurteilung der Anpassungsgüte des gesamten Modells

Die Beurteilung der Güte eines ordinalen Regressionsmodells erfolgt analog zu Gütemaßen, die in der Literatur bei Regressionsanalysen für binär ausgeprägte Kriterien definiert wurden (vgl. *Krafft*, 1997, S. 630-632; *Rese/Bierend*, 1999, S. 237-240). So gibt der **Likelihood-Ratio-Test**, der die doppelte negative logarithmierte Likelihood (-2LL) (Devianz) des Nullmodells (mit Berücksichtigung ausschließlich des konstanten Terms) mit der Devianz des vollständigen Modells (mit Berücksichtigung aller erklärenden Variablen) vergleicht, an, wie hoch der Erklärungswert der unabhängigen Variablen ist (vgl. *Rese/Bierend*, 1999, S. 236 f.; *Backhaus et al.*, 2006, S. 444). Die Modellgüte nimmt mit steigendem  $c^2$ -Wert (Zahl der Freiheitsgrade = Zahl der erklärenden Variablen) sowie beim Erreichen von Signifikanzniveaus kleiner 0,05 zu (vgl. *Backhaus et al.*, 2006, S. 456). Im Anwendungsbeispiel spricht der  $\chi^2$ -Wert von 207,385 mit einem Signifikanzniveau von kleiner als 0,1% für eine hohe Güte der Anpassung des Modells (vgl. *Tab. 2*, linkes Drittel).

Die Güte des Modells lässt sich zudem anhand der  $\chi^2$ -Statistik nach **Pearson** beurteilen. Der  $\chi^2$ -Wert nach *Pearson* prüft, ob sich die beobachteten Zellenhäufigkeiten signifikant von den aufgrund des Modells berechneten Häufigkeiten unterscheiden (vgl. *Fahrmeir/Hamerle/Tutz*, 1996, S. 260). Im vorliegenden Fallbeispiel ist der Wert von 155,91 mit 260 Freiheitsgraden nicht signifikant (1,000), was für die Anpassungsgüte spricht (vgl. *Tab. 2*, mittleres Drittel).

Die so genannten **Pseudo-R<sup>2</sup>-Statistiken** von *McFadden*, *Cox* und *Snell* sowie *Nagelkerke* quantifizieren die durch ein Regressionsmodell erklärte Streuung der abhängigen Variablen.

Tab. 2: Gütemaße der ordinalen Regression im Anwendungsbeispiel

Likelihood-Ratio-Test <sup>a</sup>		Pearson-Statistik <sup>a</sup>		Pseudo-R <sup>2</sup> -Statistiken <sup>a</sup>	
$\chi^2$ -Wert	207,385	$\chi^2$ -Wert	155,191	McFadden	0,591
Signifikanzniveau	0,000	Signifikanzniveau	1,000	Cox und Snell	0,726
				Nagelkerke	0,818

<sup>a)</sup> Verknüpfungsfunktion: Logit.

*McFaddens*  $R^2$  stellt den LogLikelihood-Wert des vollständigen Modells ( $LL_v$ ) dem des Nullmodells ( $LL_0$ ) gegenüber. Die  $R^2$ -Statistik von *Cox* und *Snell* vergleicht die Likelihood des Nullmodells ( $L_0$ ) mit der des vollständigen Modells ( $L_v$ ). Der Vorteil dieses Maßes liegt in der Berücksichtigung des Stichprobenumfanges  $I$ . Da *McFadden* sowie *Cox und Snell*  $R^2$  nie den Wert von 1 erreichen, greift man zu *Nagelkerke*  $R^2$ , das so konstruiert ist, dass auch der  $R^2$ -Maximalwert von 1 erreicht werden kann und deshalb eine klarere inhaltliche Interpretation erlaubt. Als mit den empirischen Daten „gut“ vereinbar gelten Regressionsmodelle, bei denen das *Nagelkerke*  $R^2$  oberhalb von 0,5 liegt (vgl. *Backhaus* et al., 2006, S. 456). Im Beispiel beläuft sich diese Statistik auf 0,818, was für eine sehr gute Anpassung des Modells an die beobachteten Werte spricht (vgl. Tab. 2, rechtes Drittel).

### 2.2.3 Modellinterpretation

Wie Tab. 3 zu entnehmen ist, bestimmt die ordinale Regression für jede der beiden unabhängigen Variablen Einkommen und Fluganlass und jede Kategorie der abhängigen Variablen einen so genannten „Parameterschätzer“. Die **Parameterschätzer** für die Kategorien der abhängigen Variablen werden **Schwellenschätzer** und für die unabhängigen Variablen **Lageschätzer** und genannt (vgl. *Bühl/Zöfel*, 2005, S. 376). Die Schwellenschätzer zeigen die Intervallgrenzen der abhängigen Variablen an, die nicht gleichabständig sein müssen. Anhand der Schwellenschätzer ist es möglich, die korrekte Klassifikation der Beobachtungen zu überprüfen oder zusätzliche Objekte zu klassifizieren, bei denen die Ausprägung der abhängigen Variablen unbekannt ist.

Tab. 3: Ergebnisse der ordinalen Regression im Anwendungsfall

	Variablen	Parameter-schätzer	Wald	df	Sig.
<b>Schwellen-schätzer</b>	Economy- und Business Class	6,814	49,207	1	0,000
	Business- und First Class	10,903	71,469	1	0,000
<b>Lageschätzer</b>	Einkommen	0,002	65,417	1	0,000
	Fluganlass	2,313	11,382	1	0,001

Wahrscheinlichkeit von 99% zu den Passagieren der Economy Class. Dieser Prozentwert lässt sich wie folgt berechnen: Vom Schwellenschätzer der ersten Kategorie (= 6,814) wird die Summe der Lageschätzer subtrahiert (= 2). Der errechnete Betrag entspricht dem Wert der auf die gesuchte Wahrscheinlichkeit angewandten Verknüpfungsfunktion, die in diesem Fall die Logit-Funktion ist (vgl. Abschnitt 2.1). Die gesuchte Wahrscheinlichkeit ist demnach (vgl. *Bühl/Zöfel*, 2005, S. 377 und Gleichung (6))

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) \quad (8)$$

$$\frac{p}{1-p} = \exp(4,814) = 123,22 \quad (9)$$

$$p = \frac{123,22}{124,22} = 0,99 \quad (10)$$

Für die Interpretation der Ergebnisse sind die Lageschätzer von großer Bedeutung. Positive Lageschätzer bedeuten, dass die entsprechenden Variablen zugunsten einer höheren Kategorie, hier der Wahl eines Business bzw. First Class Flugtickets, wirken. Negative Lageschätzer drücken die Wirkung zu Gunsten der Flugkategorie mit dem niedrigsten Rang, der Economy Class, aus.

Anhand der **Wald-Statistik** lässt sich überprüfen, ob die unabhängigen Variablen zur Unterscheidung der Kategorien der abhängigen Variablen beitragen. Die Wald-Statistik ist für betrachtete unabhängige Variablen asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt mit einem Freiheitsgrad (df) von Eins (vgl. *Backhaus et al.*, 2003, S. 452). Für das Fallbeispiel beläuft sich der theoretische  $\chi^2$ -Wert bei einem Freiheitsgrad von Eins und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,1% auf 10,83. Er liegt damit jeweils unter den Wald- $\chi^2$ -Werten für die beiden unabhängigen Variablen Einkommen und Fluganlass, denen damit ein signifikanter Einfluss auf die Unterscheidung der Flugkategorien zuzuschreiben ist (vgl. *Tab. 3*).

Genauere Aussagen über die relative Höhe der Einflussstärke verschiedener Erklärungsfaktoren lassen sich mittels des „odds ratio“ (auch Effekt-Koeffizient genannt) ableiten. Der Effekt-Koeffizient  $\exp(\beta)$  gibt an, wie sich das Chancenverhältnis ändert, wenn die entsprechende Variable um eine Einheit erhöht wird. Liegt das Konfidenzintervall des Effekt-Koeffizienten vollständig über (unter) Eins, so stellt die erklärende Variable eine bedeutsame Einflussgröße dar (vgl. *Rese/Bierend*, 1999, S. 240). Für unser Anwendungsbeispiel ist aus *Tab. 4* zu entnehmen, dass die beiden unabhängigen Variablen die Wahrscheinlichkeit für die Wahl der Flugkategorien Business oder First Class signifikant beeinflussen. Der Effekt-Koeffizient des Einkommens zeigt, dass eine Erhöhung des Einkommens um eine Einheit (1 €) das Chancenverhältnis zu Gunsten der Business und First Class um den Faktor 1,002 erhöhen würde, d.h. um 0,2%. Der Fluganlass hat im Vergleich zur Variablen Einkommen einen größeren signifikanten Einfluss auf die höheren Flugkategorien. Eine Erhöhung dieser Variablen



Tab. 4: Effekt-Koeffizienten und deren Konfidenzintervall

Unabhängige Variablen	$\exp(\beta)$	95% Konfidenzintervall für $\exp(\beta)$	
		Unterer Wert	Oberer Wert
Einkommen	1,002	1,001	1,002
Fluganlass	10,104	2,635	38,745

um eine Einheit (dienstliche Reise statt private Reise) steigert das Chancenverhältnis zu Gunsten der Business oder First Class um den Faktor 10,104.

### 2.3 Fazit

Der vorliegende Aufsatz verfolgte das Ziel, ein Grundverständnis der ordinalen Regression zu vermitteln. Anhand eines fiktiven Beispiels, das aus Vereinfachungsgründen eine abhängige Variable mit nur drei Kategorien sowie zwei unabhängige Variablen beinhaltete, erfolgte die Schätzung eines ordinalen Modells, die Prüfung der Güte der Modellanpassung an die vorliegenden Daten sowie die Interpretation der Parameterschätzungen.

Die ordinale Regression eignet sich für die Analyse von kategorialen Variablen mit einer endlichen Zahl von mehr als zwei Ausprägungen. Der Vorteil der ordinalen Regression gegenüber dem klassischen Regressionsmodell liegt in den schwächeren Annahmen über das Skalenniveau sowie in der Berücksichtigung des Einflusses der unabhängigen Variablen auf den Übergang von einer zur nächsten Responsekategorie. Im Vergleich zu nominalen Modellen für kategoriale abhängige Variable weist die ordinale Regression den Vorteil der Berücksichtigung der Ordnung der Responsekategorien auf (vgl. Tutz, 2000, S. 207-209).

### Literatur

- Backhaus, K., B. Erichson, W. Plinke, R. Weiber, Multivariate Analysemethoden, 11. Aufl., Berlin 2006.
- Bühl, A., P. Zöfel, SPSS 12. Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows, 9. Aufl., München 2005.
- Fahrmeir, L., A. Hamerle, G. Tutz (Hrsg.), Multivariate statistische Verfahren, 2. Aufl., Berlin 1996.
- Krafft, M., Der Ansatz der Logistischen Regression und seine Interpretation, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 67. Jg. (1997), S. 625-642.
- McCullagh, P., Regression models for ordinal data, in: Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 42 (1980), S. 109-142.
- Rese, M., A. Bierend, Logistische Regression, in: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 28. Jg. (1999), S. 235-240.
- Tutz, G., Die Analyse kategorialer Daten, Oldenburg 2000.

### 3. Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2008): Kontingente Bewertungsmethoden zur Schätzung individueller Zahlungsbereitschaften für kollektive Umweltgüter. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 37: 524-530.

#### Zusammenfassung

Bei der Erfassung individueller Zahlungsbereitschaften für umweltbezogene Merkmale von Absatzleistungen oder staatlichen Maßnahmen ist zu beachten, dass diese Charakteristika sich auf das Wohlfahrtsniveau der Allgemeinheit auswirken können. Deshalb sind zur Zahlungsbereitschaftsschätzung für solche Objekte besondere Instrumente erforderlich. Hierzu gehören Methoden der Kontingenten Bewertung (KBM). Der Beitrag umreißt Hauptschritte und Kriterien zur Qualitätsbeurteilung von KBM im Kontext kollektiver Umweltgüter.

#### 3.1 Wertkomponenten kollektiver Umweltgüter und deren empirische Messung

Der verantwortungsbewusste Umgang mit natürlichen Ressourcen wie Luft, Wasser, Flora und Fauna oder Bodenschätzen ist seit langem ein Themenkomplex, der in Medien und Politik intensiv debattiert wird. Derartige Diskussionen sind auch für Entscheidungsträger in Unternehmen und Politik bedeutsam, da sie die Frage aufwerfen, welche monetären Beträge die Kunden/Bürger für Maßnahmen, die zu einer Verbesserung der Umwelt beitragen, zu zahlen bereit sind.

Gemeinsamkeit aller Debatten zum umweltbewussten Wirtschaften ist, dass sie Ressourcen berühren, die in den Wirtschaftswissenschaften allgemein als **öffentliche** bzw. **kollektive Güter** und speziell mit ökologischem Bezug als **kollektive Umweltgüter** bezeichnet werden (vgl. *Liebe*, 2007, S. 26 f.). Derartige Güter zeichnen sich durch drei Besonderheiten aus:

- Erstens ist es zumindest schwierig, einzelne Personen von der Teilhabe an vielen Umweltgütern, wie etwa schadstoffarme Luft, auszuschließen – auch wenn sie keinen Beitrag zur Deckung ihrer produktions-/nutzungsbedingten Kosten leisten.
- Zweitens sind die Produktion und die Erhaltung von Umweltgütern gesellschaftlich erwünscht, sie stellen „meritorische“ Güter dar.
- Drittens hat die private Inanspruchnahme von Umweltgütern oft Folgen für die Wohlfahrt von anderen Personen, die an Entscheidungen bezüglich der Güternutzung nicht beteiligt waren, sie sind also mit „externen Effekten“ gekoppelt.

Diese Spezifika führen dazu, dass Umweltgüter oft nicht über „normale Märkte“ getauscht werden und ihr Nutzen für den Einzelnen sich in Marktpreisen, die sich aus dem freien Spiel von Angebot und Nachfrage ohne staatliche Eingriffe ergeben, nur unvollständig widerspiegelt (s. *Handy/Gleason*, 2007, S. 436). Umweltgüter weichen von „normalen“ Absatzleistungen weiter dadurch ab, dass ihr Wert für eine Person und damit deren Bereitschaft, für sie zu bezahlen, nicht nur davon abhängt, welchen Nutzen die Person aus dem Ver- oder Gebrauch der Leistungen zieht. Vielmehr kann kollektiven Umweltgütern (z.B. Spaziergang in „unberührter Natur“) von Menschen ein mehr oder minder hoher subjektiver Wert beigemessen

werden, der unabhängig von der aktuellen, geplanten oder möglichen individuellen Inanspruchnahme der Güter ist (vgl. *Bateman et al.*, 2002, S. 28).

Die **nutzungsunabhängigen Wertkomponenten** von kollektiven Umweltgütern werden in einen Existenz- und Solidaritätswert gegliedert (vgl. *Freeman*, 2003, S. 137–159; *Venkatachalam*, 2004, S. 90). Der **Existenzwert** ergibt sich aus dem bloßen Fortbestand eines Umweltmerkmals (z.B. Tierart, deren Überleben durch Spenden unterstützt wird). Der **Solidaritätswert** thematisiert den erlebten Nutzen aus der Wahrscheinlichkeit, dass ein Umweltgut in der Gegenwart Mitbürgern Freude, Erholung oder andere Vorteile verschafft (**Altruismus**) oder in der Zukunft Folgegenerationen zugänglich bleibt (**Vererbungsoption**). Die nutzungsunabhängigen Wertdimensionen kollektiver Umweltgüter lassen sich auf Individualebene allenfalls unvollständig anhand von Absatzmengen solcher Güter und der für sie gezahlten Preise per Marktbeobachtung, also über „revealed preferences“ direkt ermitteln (vgl. *Bateman et al.*, 2002, S. 28; *Menges et al.*, 2004, S. 250).

Damit ist es unumgänglich, den ökonomischen Wert von kollektiven Umweltgütern auf der individuellen Ebene mit Hilfe von subjektiven Äußerungen zur Zahlungs-/Opferbereitschaft für ein spezifisches Umweltgut, d.h. über „stated preferences“ abzuschätzen. In der Literatur findet man etliche Abhandlungen, die sich mit empirischen Methoden zur Quantifizierung des subjektiven monetären Wertes kollektiver Umweltgüter mittels der **Modellierung von hypothetischen Konsumentenentscheidungen** zum Kauf(verzicht) eines Angebots in Abhängigkeit von einem Vektor definierter (ökologisch relevanter) Leistungseigenschaften befassen. Sie werden unter dem Sammelbegriff „**choice modelling**“-**Verfahren** zusammengefasst (vgl. für viele *Wronka*, 2004, S. 55–69; *Navrud/Bråten*, 2007, S. 797–799). Hingegen existieren keine betriebswirtschaftlichen Publikationen, welche **Kontingente Bewertungsmethoden** als verbleibende „stated preference methods“ zur empirischen Schätzung des monetären Wertes umweltzuträglicher Angebotseigenschaften i.S. kollektiver Umweltgüter auf Individualebene überblicksartig darstellen. Ziel dieses Aufsatzes ist es, einen Beitrag zur Schließung dieser Lücke zu leisten.

### **3.2 Kontingente Bewertungsmethoden für kollektive Umweltgüter: Anliegen und zentrale Elemente**

#### **3.2.1 Anliegen und Einordnung Kontingenter Bewertungsmethoden**

**Kontingente Bewertungsmethoden (KBM)** streben an, den Preis, den eine Person höchstens für die nutzungsabhängigen und -unabhängigen Wertkomponenten kollektiver Umweltgüter zu zahlen bereit ist, anhand **bewusst geäußerter Reaktionen** (Antworten) auf zwar konkret beschriebene, aber dennoch **hypothetische Entscheidungssituationen** (Szenarien) **ganzheitlich** zu quantifizieren. Das Methodenattribut „kontingent“ hebt darauf ab, dass Zahlungsbereitschaften für kollektive Umweltgüter bzw. deren Bewertung stark von den spezifischen Merkmalen der durch ein Angebot hervorgerufenen Veränderung kollektiver Umwelt-

güter sowie der Art der Veränderungsmaßnahme beeinflusst werden und insoweit **situationsabhängig (= kontingent)** sind (vgl. *Bräuer*, 2002, S. 102).

Bei Preisbereitschaftsmessungen mittels KBM können die umweltbezogenen Leistungseigenschaften/Merkmale (z.B. Reduktion des CO<sub>2</sub>-Ausstoßes von PKW um  $x$  mg/km) und sonstige wertrelevante Situationsmerkmale (z.B. Zahlung als unumgängliche Steuer oder als freiwilliger Beitrag, jährliche oder monatliche Zahlungsfrequenz) mittels (klassischer) **Papierfragebogen** oder elektronisch über **computergestützte Instrumente** vermittelt werden. Computergestützt („offline“ zentral in einer durch den Untersuchenden gestalteten „quasi experimentellen Laborumgebung“ oder „online“ dezentral über das Internet) durchgeführte KBM-Befragungen haben gegenüber Papierfragebogen den Vorteil, dass den Probanden umweltbezogene Maßnahmen/Leistungsmerkmale anschaulicher, realitätsnäher und variationsreicher unter Einsatz multimedialer Elemente (Stand-/Bewegtbilder, Grafiken, Ton) kommuniziert werden können. Unabhängig von der informationstechnischen Unterstützung werden bei KBM stets individuelle Maximalpreise durch eine oder mehrere Fragen **direkt**, d.h. in einer für die Probanden unmittelbar erkennbaren bzw. nicht verdeckten Weise, erfasst (vgl. *Mitchell/Carson*, 1989, S. 2; *Menges et al.*, 2004, S. 249 u. 251; *Völckner*, 2006, S. 36).

Neben KBM werden in der betriebswirtschaftlichen Literatur seit langem zahlreiche weitere Instrumente zur Messung individueller Zahlungsbereitschaften für Absatzleistungen diskutiert, ohne auf Besonderheiten bei der Ermittlung von Höchstpreisen für Leistungen, die auch nutzungsunabhängige ökologische Wertelemente beinhalten, einzugehen (vgl. im Überblick *Wricke/Herrmann*, 2002, S. 573–577; *Völckner*, 2006, S. 35–40; *Diller*, 2008, S. 183–205). Vor allem **Auktionen** haben dabei in jüngerer Zeit große Beachtung gefunden (s. *Skiera/Revenstorff*, 1999; *Sichtmann/Stingel*, 2007). Spezifika von Auktionen bestehen darin, dass

- (1) wegen einer Konkurrenzkonstellation auf der Nachfrageseite viele Kaufinteressenten nicht zum Zuge kommen und
- (2) die betrachtete Leistung nach Abschluss der Versteigerung tatsächlich vom Auktionsgewinner abgenommen und bezahlt werden muss.

Eine Bezugsverpflichtung für die Probanden ist auch **Lotterien** zur Ermittlung von Zahlungsbereitschaften immanent, bei denen der Leistungspreis in definierten Grenzen per Zufall bestimmt wird und das Gut tatsächlich zum ausgelosten Preis von den Probanden zu kaufen ist, deren zuvor geäußelter Höchstpreis den Verkaufspreis nicht übersteigt (vgl. *Völckner*, 2006, S. 39 f.).

Die genannten zwei **Erhebungsrandbedingungen** (Nachfragerkonkurrenz um ein knappes Angebot, Kopplung eines genannten Maximalpreises an „echten“ Leistungsbezug) sind bei kollektiven Umweltgütern zumeist nicht zu erfüllen. Erstens ist eine Angebotsknappheitssituation mit nur wenigen „siegenden“ Nachfragern kaum glaubwürdig darstellbar (Beispiel: Einrichtung eines Schutzgebietes für eine bedrohte Tierart). Zweitens stiftet der Bezug von Leis-

tungen mit kollektivem Umweltgutcharakter eben nicht nur für Versteigerungs-/Lotteriegewinner (private) Vorteile, sondern auch für die Verlierer (öffentlichen) Nutzen (Beispiel: Bezug von Strom aus regenerativen Energiequellen). Drittens ist die Art der Leistungspreisbestimmung bei Auktionen und Lotterien „ungewöhnlich“ (Völckner, 2006, S. 51), was bei Personen zu Zweifeln an der Angemessenheit des Versteigerungs-/Zufallsmechanismus bei der Wertbestimmung kollektiver Umweltgüter führen kann, so dass sie eher unverbindliche Höchstpreise nennen, die nicht ihrem tatsächlichen Nachfrage-/Zahlungsverhalten entsprechen. Demnach kommen **Auktionen** oder **Lotterien** als Methoden zur **Messung der Zahlungsbereitschaft für kollektive Umweltgüter** typischerweise **nicht in Betracht**.

Ein konstituierendes Merkmal von KBM besteht darin, dass Zahlungsbereitschaften für Umweltgüter **offen** erfragt werden. Alternativ steht mit der **Conjoint-Analyse** auch eine Methodik zur Verfügung, die **verdeckte** Messungen dieser Bereitschaften vornimmt, indem Leistungen/Maßnahmen über Ausprägungen mehrerer umweltbezogener Merkmale (z.B. Höhe des Anteils von und Preisaufschlag für aus regenerativen Quellen gewonnenem Strom) beschrieben und Kaufbereitschaften für Angebotsvarianten mit divergierenden Ausprägungsprofilen der Leistungsmerkmale ohne Hervorhebung von Preis-/Zahlungselementen ganzheitlich erfragt werden (vgl. Diller, 2008, S. 190–198). Die Gesamturteile einer Person werden dann statistisch so zerlegt, dass der Teilnutzen bzw. die Kaufrelevanz von Preiselementen isoliert und hieraus individuelle Zahlungsbereitschaften quantifiziert werden können (vgl. Sichtmann/Stingel, 2007, S. 1366). Die indirekte Befragung/Conjoint-Analyse ist KBM dann vorzuziehen, wenn die **Präferenz-/Bewertungseffekte verschiedener Preiselemente** (z.B. Zahlungsverkehr, -frequenz und -höhe) und mehrerer Gestaltungsvarianten von Maßnahmen mit kollektiven Umwelteffekten (z.B. Reduktion von Schadstoffemissionen im Regelbetrieb versus Umweltrisiken im Katastrophenfall bei Kraftwerken) von Interesse sind. Steht hingegen die **Zahlungsbereitschaft für den gesamten Nutzenzuwachs** im Vordergrund, dann sind zu deren Erfassung KBM besser geeignet – nicht zuletzt deshalb, weil sie geringere Anforderungen an die kognitive Differenzierungsfähigkeit der Befragten stellen und weniger Erhebungsaufwand verursachen als die Conjoint-Analyse (vgl. Christ/Bothe, 2007, S. 8).

### 3.2.2 Zentrale Elemente Kontingenter Bewertungsmethoden

#### Umweltveränderungen

Ausgangspunkt von KBM ist eine präzise Beschreibung der durch die Bezahlung eines Gutes mit definierten umweltbezogenen Eigenschaften **angestrebten Umweltveränderungen** (z.B. Erhöhung der Luftreinheit) oder **Veränderungen umweltbezogener Angebotseigenschaften** (z.B. Erhöhung des Verkaufsanteils von biologisch gewonnenen Kraftstoffen eines Mineralölunternehmens). Dies bedeutet, dass die gegenwärtig vorhandenen Eigenschaften des Umweltgutes ebenso exakt zu umreißen sind wie der angestrebte Umweltzustand. Das Vorgehen bei der Beschreibung kann die Erhebungsergebnisse verzerren, da Probanden sich allein durch die Benennung von Eigenschaften („importance bias“) sowie deren Darstellungsreihenfolge

(„sequence effect“) in ihrer Bewertung beeinflussen lassen (vgl. *Venkatachalam*, 2004, S. 102–105; *Liebe*, 2007, S. 134).

Zur **Eigenschaftsdarstellung** stehen drei Möglichkeiten zur Verfügung (*Bateman et al.*, 2002, S. 120–125):

- Detaillierte Beschreibung sämtlicher umweltrelevanter Gütereigenschaften.
- Beschreibung der aus Sicht der Befragten besonders nachfragerlevanten und/oder vertrauten umweltrelevanten Gütereigenschaften.
- Allgemeine Beschreibung des Gutes ohne Spezifikation einzelner Umwelteigenschaften.

Bei der Beschreibung von Umweltveränderungen besteht die Schwierigkeit, einerseits aus Sicht von Fachexperten relevante Aspekte wissenschaftlich präzise einzubeziehen, aber andererseits dem Stand des (Vor-)Wissens der Befragten hinsichtlich des Untersuchungsgegenstands Rechnung tragen zu müssen. Dementsprechend ist ein **Pretest** der Umweltveränderungsdarstellung in der Zielgruppe unabdingbar, um darauf hinzuwirken, dass betrachtete Veränderungen von den Probanden als für sie persönlich bedeutsam und als verständlich beschrieben wahrgenommen werden (vgl. *Bateman et al.*, 2002, S. 126 f.; *Venkatachalam*, 2004, S. 119). Außerdem sind bei der Beschreibung der Umweltveränderungen Verweise auf nicht im Untersuchungsmittelpunkt stehende Güter zur Vermeidung von Antwortverzerrungen durch solche Querbezüge („relational bias“) zu umgehen (vgl. *Mitchell/Carson*, 1989, S. 243 f.).

Je nachdem, ob nach der Wertschätzung für ein Umweltgut allein oder in einem Gesamtbündel von Leistungen, in welches das einzelne Gut eingebettet ist, gefragt wird, kann es bei KBM zu inkonsistenten Zahlungsbereitschaftsangaben kommen („embedding“ oder „scope effect“; vgl. *Kahneman/Knetsch*, 1992, S. 58–64; *Venkatachalam*, 2004, S. 95–102). Wenn beispielsweise die Zahlungsbereitschaft bei einem Anteil regenerativer Energien an allen Stromquellen von 12% identisch ist mit dem Maximalpreis bei einem Anteil von 30%, liegt ein Embedding-Effekt vor. Die Zahlungsbereitschaft variiert hier nicht mit dem Umfang des zu bewertenden Gutes. In der Literatur findet man dafür zwei Erklärungen. Zum einen wird argumentiert, dass die Angaben keinen Bezug zum Nutzungswert einer Leistung haben, sondern die moralische Befriedigung widerspiegeln, durch die Zahlung bzw. Nachfrage *per se* einen allgemeinen Beitrag zur Umweltverbesserung geleistet zu haben. Diese Motivation wird auch als „purchase of moral satisfaction“ oder „warm glow of giving“ bezeichnet. Zum anderen werden mengenabhängige Bewertungsverläufe mit dem ersten *Gossenschen* Gesetz begründet: Aufgrund des mit zunehmendem Bezug eines Gutes abnehmenden Grenznutzens geht die Zahlungsbereitschaft für größere Mengen oder Bündel von Umweltgütern zurück (vgl. *Venkatachalam*, 2004, S. 99).

### Hypothetischer Markt

Die Beschreibung geplanter Umweltveränderungen erfolgt bei KBM über die Konstruktion einer **hypothetischen Marktsituation**. Um realitätsnahe Zahlungsbereitschaftswerte zu erhalten, sind die **Bereitstellungsregelungen auf diesem Markt** genau und glaubwürdig zu umreißen. Diesbezüglich sind vier Empfehlungen zu beachten (*Bateman et al.*, 2002, S. 127–130):

- Erstens sollen die politische und technische **Durchführbarkeit** der angestrebten Umweltveränderung glaubhaft gemacht und die Institutionen genannt werden, welche die geplanten Maßnahmen verantworten (z.B. staatliche Behörden, Forschungsinstitute, Umweltorganisationen oder private Unternehmen).
- Zweitens soll den Probanden vermittelt werden, dass die **Gestaltung und Umsetzung** der Maßnahmen/Angebote von ihrer Zahlungsbereitschaft abhängig ist. Sie müssen davon überzeugt sein, dass sie im Zuge einer späteren Maßnahmenrealisierung zur **Zahlung** des von ihnen genannten Betrages **verpflichtet** werden können. Dadurch soll ein Anreiz geschaffen werden, dass die Befragten Angaben machen, die ihrer wahren Wertschätzung entsprechen.
- Drittens soll kenntlich gemacht werden, **ab wann** und für **wie lange** Umweltgüter bzw. -veränderungen **bereitgestellt** werden, da die Zeitnähe und -dauer von Maßnahmen Einfluss auf die Zahlungsbereitschaft haben können.
- Viertens sind die **Gruppen der Zahlungspflichtigen** und **Nutznieser** zu beschreiben. Zur Finanzierung können nur die Nutzer eines Gutes (z.B. Verwender von Energiesparlampen) oder alle Haushalte (z.B. Finanzierung des Ausbaus erneuerbarer Energien) herangezogen werden.

### Monetär dimensionierte Abfrage der Wertschätzung

Nach einer detaillierten Beschreibung der geplanten Umweltveränderungen und deren Herbeiführung über ein Marktszenario erfordern KBM die Abfrage der individuellen Wertschätzung für das Umweltgut. Sie kann als **maximale Zahlungsbereitschaft** („willingness to pay“) oder **minimale Entschädigungsforderung** („willingness to accept“) erhoben werden (vgl. *Mitchell/Carson*, 1989, S. 23–26; *Löwenstein*, 2001, S. 59–63). In der Literatur wird überwiegend empfohlen, keine Kompensationsbeträge zu erfragen, da Probanden hiermit nicht vertraut sind und die von ihnen genannten Beträge ihre in der Realität beobachtbare Zahlungsbereitschaft übersteigen (vgl. *List/Gallet*, 2001, S. 248; *Venkatachalam*, 2004, S. 117 f.). Bei der **Analyse von Zahlungsbereitschaften** ist zu spezifizieren, ob Probanden freiwillige (z.B. Spenden) oder verbindliche (z.B. Steuern, Gebühren) Beiträge aufbringen sollen (vgl. *Bateman et al.*, 2003, S. 28 f.; *Liebe*, 2007, S. 111 f.). Zudem sind Bezugskriterien festzulegen, von denen der Modus der eigenen Zahlungen abhängt (z.B. monatliche nutzungsunabhängige vs. jährliche nutzungsabhängige Zahlungen). Um die Realitätsnähe der Präferenzermittlung zu erhöhen, sind die Probanden dafür zu sensibilisieren, dass durch die Zahlung des genann-

ten Betrages ihr für andere Zwecke verfügbares Einkommen gemindert wird, also **Budgetrestriktionen** zu beachten sind (vgl. *Bateman et al.*, 2002, S. 130–135; *Christ/Bothe*, 2007, S. 17).

Zur Quantifizierung der maximalen Zahlungsbereitschaft für umweltbezogene Leistungsmerkmale/Maßnahmen kommen verschiedene **Fragetechniken** („elicitation techniques“) in Betracht (vgl. *Abb. 1* und *Bateman et al.*, 2002, S. 137; *Venkatachalam*, 2004, S. 105–108):

- Bei der **offenen Frage** werden die Probanden ohne Vorgabe von Antwortkategorien nach dem maximalen Geldbetrag gefragt, den sie bereit sind, für eine Maßnahme mit definierten umweltbezogenen Eigenschaften und die damit erreichbaren Umweltveränderungen zu zahlen. Diese Technik setzt voraus, dass die Probanden mit den untersuchten Umweltgütern gut vertraut sind, da ansonsten mit einer hohen Nichtantwortquote oder dem häufigeren Auftreten von extremen, realitätsfernen „Ausreißerwerten“ zu rechnen ist (vgl. *Freeman*, 2003, S. 163–166; *Venkatachalam*, 2004, S. 110; *Christ/Bothe*, 2007, S. 17).
- Die **Zahlkartenmethode** präsentiert den Probanden mehrere Werte, von denen sie denjenigen auswählen sollen, der ihrer Zahlungsbereitschaft am besten entspricht. Zur Schaffung eines Bezugsrahmens für die Antwort können die Personen zusätzlich über in anderen Studien ermittelte durchschnittliche Zahlungsbereitschaften oder über in der Vergangenheit für die Leistung im Mittel von anderen Personen tatsächlich gezahlte Beträge informiert werden. Hier kann das Ergebnis durch die Spannweite der vorgegebenen Antwortbeträge oder den genannten Referenzbetrag verzerrt werden („range bias“ und „centering bias“; vgl. *Mitchell/Carson*, 1989, S. 241–243).
- Bei der **einfachen dichotomen Zahlungsbereitschaftsfrage** wird den Probanden ein Geldbetrag genannt, den sie akzeptieren oder ablehnen können. So wird die Angabe von extrem hohen oder niedrigen Werten vermieden und die Nichtantwortquote gering(er) gehalten. Zur Quantifizierung der Zahlungsbereitschaft müssen die Antworten aus mehreren Teilstichproben, denen jeweils ein anderer Geldbetrag genannt wurde, ausgewertet werden. Mehrere empirische Studien sprechen dafür, dass bei dieser Technik bei den Befragten eine Tendenz zum Ja-Sagen besteht und sie eher zu höheren individuellen Zahlungsbereitschaftswerten führt als Erhebungen mit einer offenen Frage (vgl. *Venkatachalam*, 2004, S. 109; *Christ/Bothe*, 2007, S. 16 f.).
- Die **doppelt dichotome Zahlungsbereitschaftsfrage** erweitert die einfache dichotome Abfrage, indem der Proband nach der Ablehnung bzw. Zustimmung des ersten Geldbetrages mit einem weiteren niedrigeren bzw. höheren Wert konfrontiert wird. Diese Vorgehensweise führt zu einem höheren Informationsgehalt als die zuletzt umrissene Fragetechnik, ohne allerdings das Problem der Ja-Sage-Tendenz zu umgehen. Ein Nachteil der Nennung eines zweiten Wertes ist zudem, dass bei den Probanden der Eindruck entstehen kann, dass die zu zahlenden Beträge beliebig „gegriffen“ sind, so dass man auch



weniger gehalten ist, die eigene „wahre“ Zahlungsbereitschaft gewissenhaft zu reflektieren und zu nennen (vgl. *Wronka*, 2004, S. 78).

- Bei **sequentiellen dichotomen Zahlungsbereitschaftsfragen** werden so lange höhere (niedrigere) Zahlungsbeträge genannt, bis der Befragte den Bezug des Gutes ablehnt (akzeptiert), so dass die Zahl der gestellten Fragen nicht für alle Probanden gleich sein muss, also **flexibel** ist. Die einfache, wiederholt gestellte Frage, die eine vertraute Ja-/Nein-Entscheidung zu einem jeweils vorgegebenen Preis erfordert, soll zu einem bewussten Abwägungsprozess beitragen und die Quantifizierung eines Höchstpreises für *jeden* Probanden ermöglichen. Kritisch bei dieser Technik ist die Höhe der Startwertvorgabe. Der Startwert kann von den Probanden als der „richtige“ Geldbetrag für die Umweltveränderung(en) interpretiert werden („anchoring“). Die Ergebnisse werden dann durch die Höhe des Startwertes verzerrt, da die Befragten ihre Zahlungsangaben an ihm ausrichten („starting point bias“; vgl. *Roschewitz*, 2001, S. 102–105). Weicht der Startwert stark von der Zahlungsbereitschaft ab, die ein Proband nennen will, kann ein langer Iterationsprozess zur Verunsicherung führen. Außerdem ist die Technik für schriftliche Befragungen nur praktikabel, wenn sie computergestützt unter Rückgriff auf ein entsprechendes Anwendungsprogramm erfolgt (vgl. *Mitchell/Carson*, 1989, S. 99 f.; *Venkatachalam*, 2004, S. 109).

Aus einer Durchsicht der empirischen KBM-Forschung zur Ermittlung der individuellen ökonomischen Wertschätzung kollektiver Umweltgüter zieht *Venkatachalam* (2004, S. 110) den Schluss, „that different elicitation techniques have got different kinds of advantages and disadvantages“, so dass keine der fünf in *Abb. 1* enthaltenen Techniken als generell vorzuziehenswert einzustufen ist. Vielmehr hat die Auswahl einer Fragetechnik situativ in Abhängigkeit von der Art des untersuchten Umweltgutes, der Merkmale der Respondenten (z.B. Vertrautheit mit Umweltgut oder Zahlungsmechanismus, Differenzierungsfähigkeit), der Merkmale der Erhebungssituation (z.B. mit versus ohne Computer-/Internetunterstützung) und dem verfügbaren Budget (Kosten, Zeit) zu erfolgen.

### 3.3 Kriterien zur Gütebeurteilung von Schätzergebnissen mittels Kontingenten Bewertungsmethoden

Da durch KBM die behauptete Zahlungsbereitschaft für zwar detailliert umrissene, letztlich jedoch hypothetische Szenarien, nicht aber tatsächliches Nachfrage-/Zahlungsverhalten erhoben wird, stellt sich die Frage, wie die Zuverlässigkeit (Reliabilität) und Gültigkeit (Validität) der so gewonnenen Messwerte beurteilt werden können.

Mit dem Konzept der **Reliabilität** wird auf die Reproduzierbarkeit der Ergebnisse abgestellt, die sich mittels der **Test-Retest-Methode** prüfen lässt. Sie beinhaltet den Einsatz des gleichen Messinstruments zu verschiedenen Zeitpunkten. Den Ergebnissen wird dann eine hohe Reliabilität zugesprochen, wenn (a) sich die ermittelten Werte bei im Zeitverlauf unveränderten

Abb. 1: Fragetechniken zur Ermittlung von Zahlungsbereitschaften für umweltbezogene Leistungsmerkmale/Merkmale

Fragetechniken	Beispielformulierung
Offene Frage (open ended)	Welchen Betrag sind Sie bereit, zusätzlich zu Ihren derzeitigen Stromausgaben jährlich für Ökostrom zu zahlen, damit die Umwelt in der von mir gerade beschriebenen Weise besser geschützt wird?
Zahlkartenmethode (payment card/provision point mechanism)	Welcher der unten angegebenen Beträge gibt am ehesten Ihre maximale Bereitschaft wider, zusätzlich zu Ihren derzeitigen Stromausgaben jährlich für Ökostrom zu zahlen, damit die Umwelt in der gerade beschriebenen Weise geschützt wird?  0 €      1 €      2 €      3 €      4 €      5 €      ... 10 €      12,5 €      15 €      17,5 €      20 €      ... 25 €      ...
Einfache dichotome Zahlungsbereitschaftsfrage (take-it-or-leave-it)	Wären Sie bereit, 10 € zusätzlich zu Ihren derzeitigen Stromausgaben jährlich für Ökostrom zu zahlen, damit die Umwelt in der gerade beschriebenen Weise besser geschützt wird? (Der Geldbetrag variiert innerhalb des Samples.)
Doppelt dichotome Zahlungsbereitschaftsfrage (take-it-or-leave-it with follow-up)	Wären Sie bereit, 10 € zusätzlich zu Ihren derzeitigen Stromausgaben jährlich für Ökostrom zu zahlen, damit die Umwelt in der gerade beschriebenen Weise besser geschützt wird? (Der Geldbetrag variiert innerhalb des Samples.)  <i>Falls Ja:</i> Wären Sie bereit, 15 € zu zahlen? <i>Falls Nein:</i> Wären Sie bereit, 5 € zu zahlen?
Flexibel sequentiell dichotome Zahlungsbereitschaftsfrage (bidding game)	Wären Sie bereit, 10 € zusätzlich zu Ihren derzeitigen Stromausgaben jährlich für Ökostrom pro Jahr zu zahlen, damit die Umwelt in der von mir gerade beschriebenen Weise besser geschützt wird?  <i>Falls Ja:</i> Interviewer/Software erhöht den Betrag, bis der Proband mit Nein antwortet. <i>Falls Nein:</i> Interviewer/Software vermindert den Betrag, bis der Proband mit Ja antwortet.

Präferenzen nicht signifikant unterscheiden und (b) sich veränderte Präferenzen in anderen Werten widerspiegeln. Reliabilitätstests setzen also konzeptionelle **Überlegungen zum Ausmaß der zeitlichen Stabilität von Präferenzen für Umweltgüter** bzw. zur Wahl des Abstandes zwischen zwei KBM-Messungen voraus: Die Zeitspanne soll einerseits lang genug sein, um Erinnerungseffekte zu vermeiden. Andererseits darf sie aber auch nicht zu ausgedehnt sein, damit nicht (tatsächliche) Veränderungen in der Bewertung eines kollektiven Umweltgutes durch eine Person fälschlich als Anzeichen für die Unzuverlässigkeit von KBM interpretiert werden (vgl. Venkatachalam, 2004, S. 115). Für Zahlungsbereitschaften für Umweltgüter, die mittels KBM erfasst wurden, wurden – z.T. nach Neutralisierung von Veränderungen in den Ausprägungen von Bestimmungsgrößen von Maximalpreisen (z.B. verfügbares Budget/Einkommen, allgemeines Preisniveau) – über Zeiträume von zwei Wochen bis zu zwei Jahren in gleichen Stichproben ähnliche Mittelwerte beobachtet (vgl. Berrens et al., 2000; Venkatachalam, 2004, S. 114 f.). Insgesamt spricht der Stand der Forschung dafür, dass

KBM in der Lage sind, reliable (= stabile) Messungen von Zahlungsbereitschaften zu generieren.

Mit dem Kriterium der **Validität** wird darauf abgehoben, ob mit einem Erhebungsinstrument das gemessen wird, was erfasst werden soll. Bei der Beantwortung dieser Frage sind die Inhalts-, Kriterien- und Konstruktvalidität der Messung zu unterscheiden. Die **Inhaltsvalidität** beschäftigt sich damit, wie umfassend die individuelle Wertschätzung eines Umweltgutes durch die geäußerte Zahlungsbereitschaft abgebildet wird. Inhaltliche Validitätsprobleme können sich aus Lücken in der Beschreibung der Umweltveränderung oder des hypothetischen Marktes oder Mängel der Fragetechnik ergeben. Die Beurteilung der inhaltlichen Validität ist qualitativ angelegt und nicht frei von subjektiven Momenten, da es keine objektiven statistischen Tests zu ihrer Bestimmung gibt. In der Literatur wird hervorgehoben, dass die **inhaltliche Validität von Zahlungsbereitschaftsmessungen mittels KBM** vom Einbezug von Informationen zur Substituierbarkeit öffentlicher Umweltgüter, zu persönlichen Budgetrestriktionen und zur Bewertung der betrachteten Maßnahmen durch andere Interessen-/Referenzgruppen beeinflusst wird (vgl. *Venkatachalam*, 2004, S.103–105). Da die Effekte dieser Faktoren auf die Inhaltsvalidität aber je nach Bewertungsobjekt/-szenario variieren, ist es nicht sinnvoll, einfache „Rezepte“ zur Steigerung der Inhaltsvalidität von KBM-Zahlungsbereitschaftsmessungen zu formulieren.

Bei der **Kriterienvalidität** wird gefragt, inwieweit mittels KBM gemessene Zahlungsbereitschaften mit dem Zahlungsverhalten in der Realität übereinstimmen. Zur Bestimmung von Verhaltenskriterien wird empfohlen, über so genannte „simulated-market experiments“ tatsächlich geleistete Zahlungsbeträge für ein kollektives Umweltgut zu erheben und mit KBM-basierten Zahlungsbereitschaftsäußerungen zu vergleichen (vgl. *Bateman et al.*, 2002, S. 317 f.; *Freeman*, 2003, S. 175 f.). Alternativ können auch aus anderen Quellen nicht per Befragung erhobene „richtige“ Nachfrage-/Zahlverhaltensdaten Bereitschaftswerten gemäß KBM gegenübergestellt werden. Dieses Vorgehen wurde z.B. von *Vossler/Kerkvliet* (2003) gewählt. Eine Gesamtschau der Forschung deutet darauf hin, dass die Kriterienvalidität von KBM-basierten Messungen der Zahlungsbereitschaft für Umweltgüter so hoch ist, dass diese Methoden zur Fundierung von Manager- und Politikerentscheidungen hilfreich sind, aber tendenziell die Beträge, die real für solche Güter gezahlt werden, überschätzen (vgl. *List/Gallet*, 2001, S. 246; *Venkatachalam*, 2004, S. 110–112). Diese Divergenz fällt umso geringer aus, je vertrauter die Befragten mit dem untersuchten Umweltgut und der Bezahlsituation sind.

Die **Konstruktvalidität** umfasst die theoretische und die konvergente Validität. Die **theoretische Validität** stellt darauf ab, inwieweit mittels KBM bestimmte Zahlungsbereitschaften durch aus konzeptioneller Sicht bedeutsame Einflussgrößen (z.B. verfügbares Einkommen, Lebensalter, Menge des erhaltenen Gutes) erwartungsgemäß erklärt werden. Hier bietet sich die Durchführung von Regressions- oder Varianzanalysen mit der Zahlungsbereitschaft als

abhängiger Variablen und den anderen Größen als Prädiktoren zur Bewertung der theoretischen Validität von KBM-Messungen an (vgl. zu einem Beispiel *Christ/Bothe*, 2007, S. 31 f.).

Bei der **Konvergenzvalidität** werden Übereinstimmungen zwischen über KBM ermittelten Zahlungsbereitschaften mit Ergebnissen, die durch andere Bewertungsmethoden erhoben wurden, betrachtet. Damit ähnelt dieser Validitätsaspekt der Kriterienvvalidität und der Reliabilitätsermittlung mittels vergleichbarer Fragetechniken (z.B. offene Frage und Zahlkartenmethode; so genannte Paralleltest-Methode), so dass eine gesonderte Diskussion dieses Gütekriteriums nicht erforderlich ist.

### 3.4 Fazit

Der vorliegende Beitrag stellt die Grundzüge von KBM zur Ermittlung individueller Zahlungsbereitschaften für umweltbezogene Angebotsmerkmale/Maßnahmen von Unternehmen und staatlichen Instanzen dar. KBM erlauben es, den subjektiven Wert kollektiver Umweltgüter unter Berücksichtigung nutzungsabhängiger und -unabhängiger Wertaspekte auf Basis von Marktszenarien ganzheitlich in Geldeinheiten zu schätzen. Letztlich verlieren auch sorgfältig ausgearbeitete Befragungsszenarien aber ihren hypothetischen Charakter nicht, so dass bei jedem KBM-Einsatz zu hinterfragen ist, inwieweit geäußerte Zahlungsbereitschaften und tatsächliche Präferenzen/Verhaltensweisen übereinstimmen. Der Grad dieser Kongruenz lässt sich dadurch erhöhen, dass die Probanden evidente persönliche Vorteile erzielen, wenn sie ihren Angaben ihre „wahre“ Wertschätzung für ein Umweltgut zugrunde legen. Eine solche **anreizkompatible KBM-Gestaltung** kann auf zwei Wegen erreicht werden. Zunächst sollten die Probanden über die hypothetische Natur ihrer Bewertungsaufgabe nicht im unklaren gelassen werden, „gleichzeitig aber aufgefordert werden, sich so zu verhalten, als ob sie sich in einer ‚echten‘ Entscheidungssituation befänden“ (*Menges et al.*, 2004, S. 253). Außerdem ist den Befragten glaubhaft zu vermitteln, dass sie langfristig zur tatsächlichen Zahlung von ihnen genannter Beträge verpflichtet werden können oder dass sie in Abhängigkeit von ihren Zahlbetragsangaben materielle Konsequenzen, wie etwa die Veränderung des Erwartungswertes einer mit der Erhebungsteilnahme verknüpften Auszahlung, zu tragen haben.

### Literatur

- Bateman, I.J., R.T. Carson, B. Day, M. Hanemann, N. Hanley, T. Hett, M. Jones-Lee, G. Loomes, S. Mourato, E. Özdemiroglu, D. Pearce, R. Sugden, J. Swanson*, Economic Valuation with Stated Preference Techniques, Cheltenham 2002.
- Bateman, I.J., A.A. Lovett, J.S. Brainard*, Applied Environmental Economics, Cambridge 2003.
- Berrens, R.P., A.K. Bohara, C.L. Silva, D. Brookshire, M. McKee*, Contingent values for New Mexico instream flows: With tests of scope, group-size reminder and temporal reliability, in: Journal of Environmental Management, Vol. 58 (2000), S. 73-90.
- Bräuer, I.*, Artenschutz aus volkswirtschaftlicher Sicht, Marburg 2002.
- Christ, S., D. Bothe*, Bestimmung der Zahlungsbereitschaft für erneuerbare Energien mit Hilfe der Kontingenten Bewertungsmethode, EWI Working Paper Nr. 07/1, Energiewirtschaftliches Institut an der Universität zu Köln, Köln 2007.

- Diller, H.*, Preispolitik, 4. Aufl., Stuttgart 2008.
- Freeman, A.M.*, The Measurement of Environmental and Resource Values, 2nd ed., Washington 2003.
- Handy, F., J. Gleason*, Rent-seeking and economic valuation of environmental quality, in: International Journal of Social Economics, Vol. 34 (2007), S. 436-448.
- Kahneman, D., J.L. Knetsch*, Valuing public goods: The purchase of moral satisfaction, in: Journal of Environmental Economics and Management, Vol. 22 (1992), S. 57-70.
- Liebe, U.*, Zahlungsbereitschaft für kollektive Umweltgüter, Wiesbaden 2007.
- List, J.A., C.A. Gallet*, What experimental protocol influence disparities between actual and hypothetical stated values, in: Environmental and Resource Economics, Vol. 20 (2001), S. 241-254.
- Löwenstein, W.*, Wohlfahrtsmaße und Kontingente Bewertungsmethode, in: *P. Elsasser, J. Meyerhoff* (Hrsg.), Ökonomische Bewertung von Umweltgütern, Marburg 2001, S. 57-82.
- Menges, R., C. Schröder, S. Traub*, Erhebung von Zahlungsbereitschaften für Ökostrom, in: Marketing ZFP, 26. Jg. (2004), S. 247-258.
- Mitchell, R.C., R.T. Carson*, Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method, Washington 1989.
- Navrud, S., K.G. Bråten*, Consumers' preferences for green and brown electricity: A choice modelling approach, in: Revue d'Économie Politique, Vol. 117 (2007), S. 795-812.
- Roschewitz, A.*, Startpunktverzerrungen: Theoretischer Hintergrund und empirische Evidenz, in: *P. Elsasser, J. Meyerhoff* (Hrsg.), Ökonomische Bewertung von Umweltgütern, Marburg 2001, S. 101-118.
- Sichtmann, C., S. Stingel*, Limit conjoint analysis and Vickrey auction as methods to elicit consumers' willingness-to-pay, in: European Journal of Marketing, Vol. 41 (2007), S. 1359-1374.
- Skiera, B., I. Revenstorff*, Auktionen als Instrument zur Erhebung von Zahlungsbereitschaften, in: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 51. Jg. (1999), S. 224-242.
- Venkatachalam, L.*, The contingent valuation method: A review, in: Environmental Impact Assessment Review, Vol. 24 (2004), S. 89-124.
- Völckner, F.*, Methoden zur Messung individueller Zahlungsbereitschaften: Ein Überblick zum State of the Art, in: Journal für Betriebswirtschaft, 56. Jg. (2006), S. 33-60.
- Vossler, C.A., J. Kerkvliet*, A criterion validity test of the contingent valuation method: Comparing hypothetical and actual voting behavior for a public referendum, in: Journal of Environmental Economics and Management, Vol. 45 (2003), S. 631-649.
- Wricke, M., A. Herrmann*, Ansätze zur Erfassung der individuellen Zahlungsbereitschaft, in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 31. Jg. (2002), S. 573-578.
- Wronka, T.C.*, Ökonomische Umweltbewertung, Kiel 2004.

#### **4. Torsten J. Gerpott/Ilahe Mahmudova (2009a): Einflussfaktoren der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom – Eine empirische Untersuchung privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für angewandte Umweltforschung, 19: 78-103.**

*Wovon hängt die Bereitschaft privater Haushalte, Ökostrom nachzufragen, ab? Im Folgenden werden auf diese Frage mittels einer empirischen Erhebung bei 267 Kunden eines Energieversorgers Antworten gegeben.*

##### **Zusammenfassung**

Die vorliegende Studie entwickelt Hypothesen zum Einfluss von acht psychographischen Merkmalen privater Haushaltskunden auf deren Bereitschaft zur Adoption eines Ökostromtarifs/-anbieters. Die empirische Überprüfung der Hypothesen erfolgt mittels einer standardisierten telefonischen Befragung von 267 Privatkunden eines regionalen Energieversorgers in Deutschland, die durch den Einbezug nicht-reaktiv erhobener Daten zum tatsächlichen Stromverbrauch der Teilnehmer ergänzt wird. Die Ergebnisse von Partial Least Squares-Analysen deuten auf signifikant positive Einflüsse der allgemeinen Einstellung zum Umweltschutz und der positiven Bewertung eines Ökostrombezugs durch das soziale Umfeld von Kunden auf die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom hin. Eine differenzierte Analyse für zwei nach ihrem Stromverbrauch unterschiedene Teilstichproben, die Wenig- und Vielverbraucher, offenbart, dass die Nachfragebereitschaft von Ökostrom bei Kunden mit geringem Stromverbrauch zudem durch die Preisgewichtung bei Energiebezugsentscheidungen sowie die Überzeugung, dass der eigene Stromanbieter auch gesellschaftliches Engagement zeigt, signifikant positiv beeinflusst wird. Die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom bei Vielverbrauchern wird hingegen durch die empfundene Unterschiedlichkeit der Angebote von Stromversorgern unterstützt. Aus den empirischen Befunden werden Implikationen für das Ökostrommarketing von Energieversorgern und die betriebswirtschaftliche Kundenverhaltensforschung abgeleitet.

##### **Summary**

The present article develops hypotheses on the effects of eight attitudinal and perceptual characteristics of residential electricity consumers on their propensity to adopt a green electricity tariff/supplier. The hypotheses are tested empirically with data generated by means of a standardized telephone survey of 267 household electricity customers of a German regional power supplier. Questionnaire answers are augmented with information derived from the suppliers' billing system on a participant's actual electricity consumption in the year preceding the survey. Partial Least Squares calculations indicate that, regardless of a person's level of actual power consumption in the recent past, the propensity to adopt green electricity is significantly higher among customers who have a positive general attitude towards environmental protection measures and who report an endorsing valuation of green power by their close social contacts. In the subsample of participants with a low actual electricity consumption the propensity to purchase green energy is significantly positively affected by the weight an individual attaches to electricity prices in supplier selection decisions and the person's belief that his present power company takes over social responsibility. In contrast, in the subgroup of respondents with a high actual electricity consumption customers' propensity to demand green energy is significantly enhanced by the degree of perceived dissimilarity among power company offerings. Implications for green marketing approaches and future business research on consumer green electricity demand behaviors are derived from the empirical results.

#### 4.1 Untersuchungseinordnung und -ziel

Die Liberalisierung der Elektrizitäts- und Gassektoren in Deutschland und die daraus resultierende Zunahme der Wettbewerbsintensität in diesen Geschäften haben bei seit langem in diesem Sektor agierenden Anbietern, die gegenüber Endkunden als Vermarkter von Strom auftreten und die hier – unabhängig von ihrer Wertschöpfungstiefe – insgesamt als (etablierte) Energieversorgungsunternehmen (EVU) bezeichnet werden, zu einem stärkeren Bemühen geführt, ihre Bestandskunden zufrieden zu stellen und langfristig an sich zu binden. Für neu in den Markt eintretende EVU bieten die veränderten ordnungspolitischen Rahmenbedingungen die Chance, Kunden der traditionellen Wettbewerber für sich zu gewinnen. Viele Anstrengungen von EVU sind darauf gerichtet, das homogene Produkt Strom durch gezielten Einsatz der Marketing-Mix-Instrumente als ein heterogenes Produkt für dessen Nachfrager darzustellen. Ein möglicher Ansatzpunkt zur Differenzierung im Wettbewerb ist das Angebot von *Ökostrom*, d.h. der Absatz von Strom, der aus erneuerbaren Energiequellen (Wind, Photovoltaik, Sonne, Wasser, Biomasse, Geothermie) erzeugt wurde, und gegebenenfalls die damit verbundene Zusage, dass ein Teil der durch spezielle Ökostromtarife erzielten Einnahmen für Investitionen in den Ausbau erneuerbarer Energien verwendet werden.

In Deutschland wurden durch das Gesetz zum Vorrang erneuerbarer Energien (EEG) bereits ab dem Jahr 2000 die ökonomischen Anreize zur Erzeugung von Ökostrom verstärkt.<sup>1</sup> Zusätzlich wurden ab diesem Zeitpunkt im deutschen Energiemarkt Systeme zur Zertifizierung von Ökostromangeboten, die bestimmte Anforderungen an die Stromerzeugung nachweislich erfüllen (z.B. „ok-power“), von den EVU und der Politik vorangetrieben.<sup>2</sup> Nicht zuletzt durch diese Interventionen stieg der Anteil der erneuerbaren Energien an der Bruttostromerzeugung in Deutschland von 8,1% im Jahr 2003 auf 15,1% im Jahr 2008 und übertraf damit bereits das EEG-Ausbauziel von 12,5% für das Jahr 2010.<sup>3</sup> Etliche Befragungen sprechen dafür, dass auch die Bevölkerung in Deutschland den Ausbau regenerativer Energien als Element der Umweltschutzpolitik mit großer Mehrheit befürwortet.<sup>4</sup> Beispielsweise ergab eine im Jahr 2008 durchgeführte, für Deutschland repräsentative, Stichprobenbefragung des *BMU*, dass 69,0% der Teilnehmer den Bezug von Ökostrom als eine wirksame Maßnahme einstufen, die

---

<sup>1</sup> Vgl. DEUTSCHER BUNDESTAG (2004): Gesetz zur Neuregelung des Rechts der erneuerbaren Energien im Strombereich. In: Bundesgesetzblatt. Teil I Nr. 40, S. 1918-1930.

<sup>2</sup> S. zu diesen Zertifizierungssystemen und Ökostrommarkierungen ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft. Jg. 33, S. 76 f.

<sup>3</sup> Vgl. BUNDESMINISTERIUM FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ UND REAKTORSICHERHEIT (2009): Erneuerbare Energien in Zahlen – nationale und internationale Entwicklung. Online unter <[http://www.bmu.de/erneuerbare\\_energien/downloads/doc/2720.php](http://www.bmu.de/erneuerbare_energien/downloads/doc/2720.php)>, S. 8 u. 16.

<sup>4</sup> Vgl. KUCKARTZ, U./RHEINGANS-HEINTZE, A. (2006): Trends im Umweltbewusstsein. Wiesbaden, S. 2-4. – CHRIST, S./BOTHE, D.: Bestimmung der Zahlungsbereitschaft für erneuerbare Energien mit Hilfe der Kontingenten Bewertungsmethode. Energiewirtschaftliches Institut an der Universität zu Köln (EWI), Working Paper 2007. Online unter <<http://www.ewi.uni-koeln.de/fileadmin/user/WPs/ewiwp0701.pdf>>, S. 22-24.

Privathaushalte zum Klimaschutz treffen können.<sup>5</sup> Positive Einstellungen zu Ökostrom müssen jedoch nicht automatisch dazu führen, dass private Haushalte über die nicht disponible EEG-Umlage zur Deckung der Zusatzkosten von erneuerbaren Energien hinaus, zusätzliche Ökostromangebote/-tarife von EVU tatsächlich nachfragen. So haben von den im Frühjahr 2008 in der *BMU*-Studie zum Umweltbewusstsein in Deutschland befragten Privathaushalten nur 3,0% zusätzlich ein Ökostromangebot von EVU übernommen.<sup>6</sup>

In dieser Situation sind für das Marketing von EVU in Deutschland Kenntnisse hinsichtlich kundenbezogener Einflussfaktoren der Bereitschaft von Privathaushalten zur erstmaligen Nachfrage/Übernahme (= *Adoption*) spezieller Ökostromangebote hilfreich. Das Attribut „kundenbezogen“ verdeutlicht, dass auf subjektive Einschätzungen der Nachfrager und nicht auf faktenbezogene Aspekte der Angebotsseite des Ökostrommarktes abgehoben wird, da letztere nicht direkt, sondern nur über Wahrnehmungen verhaltensbeeinflussend wirken. Aus solchem Wissen lassen sich Hinweise dahingehend gewinnen, von welchen Zielgruppen Ökostromangebote mit hoher Wahrscheinlichkeit akzeptiert werden und an welchen „Stellschrauben“ mit Priorität anzusetzen ist, um die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom bei Privatkunden zu erhöhen. Anliegen der eigenen Studie ist es deshalb, aufbauend auf einer kurzen Synopse der einschlägigen Forschung Hypothesen zum Einfluss nachfragerbezogener Merkmale auf die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom abzuleiten (s. *Kapitel 2*), empirisch in einer Stichprobe privater Stromkunden in Deutschland zu überprüfen (s. *Kapitel 3* und *4*), um hieraus Schlussfolgerungen für die Unternehmenspraxis und die betriebswirtschaftliche Forschung (s. *Kapitel 5*) abzuleiten.

## **4.2 Aufarbeitung des Forschungsstandes und Untersuchungshypothesen**

### **4.2.1 Defizitanalyse als Basis für die Ausrichtung der eigenen Studie**

Analysiert man die wirtschaftswissenschaftliche Forschung, die zu einem verbesserten Verständnis von „Treibern“ der Entscheidung von Privathaushalten, erstmalig Ökostrom nachzufragen, beitragen könnte, so stellt man fest, dass sich die Literatur bislang mehr auf häufig empirisch nicht oder nur schwach fundierte „Makro-Betrachtungen“ von ökonomischen Folgen der Liberalisierung von Energiemärkten auf Anbieter- und Nachfragerseite im Allgemeinen und unter Berücksichtigung von Strom aus regenerativen Quellen im Besonderen konzentriert hat. „Mikro-Studien“ auf der Ebene des einzelnen Nachfragers, der privat für seinen Haushalt über den Strombezug befindet (z.B. Wahl/Wechsel von Anbietern oder Energiequellen), sind hingegen vergleichsweise selten. Insgesamt sind drei Forschungslücken hervorzuheben, zu deren Verkleinerung mit der eigenen empirischen Studie ein Beitrag geleistet werden soll:

---

<sup>5</sup> Vgl. BUNDESMINISTERIUM FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ UND REAKTORSICHERHEIT (2008): Umweltbewusstsein in Deutschland 2008. Berlin. Online unter <[http://www.bmu.de/schwerpunkt\\_klimaanpassung/content/43378.php](http://www.bmu.de/schwerpunkt_klimaanpassung/content/43378.php)>, S. 34.

<sup>6</sup> Vgl. ebd.



1. Bestimmungsgrößen der *Adoptionsbereitschaft speziell von regenerativen Energien* werden erst in vier Studien thematisiert. Diese Erhebungen beziehen sich auf private Stromkunden in den USA, in den Niederlanden, in Schweden und in Deutschland.<sup>7</sup> Aufgrund nationaler Unterschiede in der Wahrnehmung der Wichtigkeit von Umweltschutzthemen in der Gesellschaft sowie der Bedeutung von regenerativen Energien bei der Lösung von Umweltproblemen einerseits und des Verlaufs der Liberalisierung der Elektrizitätsmärkte andererseits können die Ergebnisse der drei ausländischen Studien nicht uneingeschränkt auf den deutschen Ökostrommarkt übertragen werden.<sup>8</sup>

Die einzige deutschsprachige Studie von *Rommel/Meyerhoff* beruht auf Antworten von 1.961 Personen, die im Internet an einer Erhebung, in der die Ausgestaltung von Programmen zur Windkraftnutzung im Mittelpunkt stand, teilnahmen.<sup>9</sup> Für diese Stichprobe wurde der Einfluss von insgesamt 11 soziodemographischen und einstellungsorientierten Variablen darauf, ob ein Teilnehmer bereits Kunde eines Ökostromanbieters ist oder nicht, mittels einer logistischen Regression untersucht. Ein solches binäres abhängiges Kriterium weist den Mangel auf, dass es die *Stärke* der zukunftsgerichteten *Übernahmebereitschaft* für die Teilgruppe der Personen, die bislang keinen Ökostrom beziehen, nicht erfasst. Zudem ist die Verallgemeinbarkeit der Ergebnisse von *Rommel/Meyerhoff* stark anzuzweifeln, da (1) 35,0% der Befragten Mitglieder in einem Umweltschutzverband waren und (2) nur Personen, die von sich aus aktiv den Fragebogen im Internet ansteuerten und somit als besonders interessiert an der Nutzung von Windkraft/erneuerbaren Energien zur Stromerzeugung einzustufen sind, in die Erhebung einbezogen wurden.<sup>10</sup>

Angesichts dieser Schwächen der bisherigen Forschung bedarf es weiterer empirischer Arbeiten, welche die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom und deren Zustandekommen speziell in nicht per Online-Befragung rekrutierten Stichproben von Privathaushalten in Deutschland erfassen.

---

<sup>7</sup> Vgl. CLARK, C.F./KOTCHEN, M.J./MOORE, M.R. (2003): Internal and external influences on pro-environmental behavior. In: *Journal of Environmental Psychology*. Vol. 23, S. 237-246. – ARKESTEIJN, K./OER-LEMANS, L. (2005): The early adoption of green power by Dutch households. In: *Energy Policy*. Vol. 33, S. 183-196. – EK, K./SÖDERHOLM, P. (2008): Norms and economic motivation in the Swedish green electricity market. In: *Ecological Economics*. Vol. 68, S. 169-182. – Vgl. ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden, a.a.O., S. 74-82.

<sup>8</sup> Vgl. HAAN, G./KUCKARTZ, U. (1996): Umweltbewußtsein. Opladen, S. 62-69. – KINNUNEN, K. (2004): Electricity network regulation: Practical implementation in the Nordic countries. In: Hirschhausen, C./Beckers, T./Mitusch, K. (Hrsg.): *Trends in Infrastructure Regulation and Financing*. Cheltenham, S. 253-276. – JOSKOW, P.L. (2006): Markets for power in the United States: An interim assessment. In: *Energy Journal*. Vol. 27, S. 20-24. – MARTINOT, E. (2006): Globaler Statusbericht. Untersuchung im Auftrag des Renewable Energy Policy Network for the 21<sup>st</sup> Century (REN21). Online unter <[http://www.ren21.net/pdf/RE\\_GSR\\_2006\\_Update\\_DE.pdf](http://www.ren21.net/pdf/RE_GSR_2006_Update_DE.pdf)>, S. 1-29.

<sup>9</sup> Vgl. ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden, a.a.O., S. 74-82.

<sup>10</sup> Vgl. ebd.

2. Die Mehrheit der bisherigen empirischen Arbeiten zur Nachfrage von Ökostrom durch Privatkunden betrachtet die Höhe und Determinanten der *Zahlungsbereitschaft für regenerative Energien*.<sup>11</sup> Der solchen Zahlungsintentionen idealtypisch vorgelagerte Aspekt des Wechsels von einem konventionellen Strom- zu einem Ökostromangebot wird so vernachlässigt. Deshalb lassen sich Befunde aus Zahlungsbereitschaftsstudien nur eingeschränkt auf die Adoption von Ökostrom übertragen, da letztere einen *Wechselprozess* zu einem Ökostromangebot des bisherigen oder eines neuen Stromversorgers voraussetzt.
3. Eine dritte Gruppe von empirischen Studien identifiziert Bestimmungsgrößen entweder eines (realisierten oder hypothetischen) *Stromanbieterwechsels* oder einer *Bindung von Kunden* an den Anbieter als Gegenpol des Wechsels.<sup>12</sup> Zu entsprechend ausgerichteten Untersuchungen sind auch die Arbeiten zu zählen, welche Wechsel-/Verbleibensbereitschaften oder -verhaltensmuster nicht nur direkt erfragt/beobachtet haben, sondern sie indirekt über Zufriedenheits- oder Weiterempfehlungsäußerungen privater Stromkunden einbezogen haben.<sup>13</sup> Das Angebotsmerkmal einer Bereitstellung von Elektrizität aus erneuerbaren Energiequellen, als ein möglicher Hebel zur Überwindung der zuvor gegebenen Homogenität des Produkts Strom, wurde als Einflussgröße des Stromanbieterwechsels in dieser dritten Gruppe von Arbeiten aber bislang weder als Determinante des Wechsels zu einem anderen Anbieter noch als abhängiges Kriterium, das zwar einen Wechsel zu einem veränderten Angebot, aber nicht notwendigerweise auch den externen Wechsel zu einem anderen Anbieter umfasst, berücksichtigt.

---

<sup>11</sup> Zu einer kritischen Literaturbestandsaufnahme vgl. GERPOTT, T.J./MAHMUDOVA, I. (2009): Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom. In: Zeitschrift für Umweltpolitik & Umweltrecht. Jg. 32, S. 35-37.

<sup>12</sup> Vgl. z.B. PARMAR, M./WADDAMS PRICE, C./WATERSON, M. (2000): Exercising Consumer Choice: Switching Gas Supplier in the UK Residential Market. Centre for Management under Regulation Research Paper No. 00/1. Warwick: Warwick Business School. Online unter <[http://users.wbs.ac.uk/cms\\_attachment\\_handler.cfm?f=ea8b37484c0b4b39af167ae80a73d6ce&t=cmur\\_res\\_paper001.pdf](http://users.wbs.ac.uk/cms_attachment_handler.cfm?f=ea8b37484c0b4b39af167ae80a73d6ce&t=cmur_res_paper001.pdf)>. – ROWLANDS, I.H./PARKER, P./SCOTT, D. (2004): Consumer behaviour in restructured electricity markets. In: Journal of Consumer Behaviour. Vol. 3, S. 272-283. – WANGENHEIM, v.F./BAYÓN, T. (2004): Satisfaction, loyalty and word of mouth within the customer base of a utility provider. In: Journal of Consumer Behaviour. Vol. 3, S. 211-220. – WANGENHEIM, v.F./BAYÓN, T. (2004): The effect of word of mouth on services switching. In: European Journal of Marketing, Vol. 38, S. 1173-1186. – HALLER, T. (2005): Marketing im liberalisierten Strommarkt. Frankfurt/M. – GIULIETTI, M./WADDAMS PRICE, C./WATERSON, M. (2005): Consumer choice and competition policy: A study of UK energy markets. In: Economic Journal, Vol. 115, S. 949-968. – BAKAY, Z./SCHWAIGER, M. (2006): Kundenbindung im liberalisierten Strommarkt. In: Die Betriebswirtschaft. Jg. 66, S. 326-344. – HENSELER, J. (2006): Das Wechselverhalten von Konsumenten im Strommarkt. Wiesbaden. – PENG, L.Y./WANG, Q. (2006): Impact of relationship marketing tactics (RMTs) on switchers and stayers in a competitive service industry. In: Journal of Marketing Management. Vol. 22, S. 25-59. – EK, K./SÖDERHOLM, P. (2008): Households' switching behavior between electricity suppliers in Sweden. In: Utilities Policy. Vol. 16, S. 254-261. – DRESSLER, M./NICKENING, C. (2009): Determinanten zur Wechsel- und Bleibebereitschaft von privaten Endverbrauchern im deutschen Strommarkt. In: Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis. Jg. 61, S. 322-339.

<sup>13</sup> Vgl. NIERMANN, S./WALSH, G. (2005): Analyse der Determinanten der Kundenzufriedenheit und -bindung privater Haushalte. In: Der Markt. Jg. 44, S. 151-160. – WANGENHEIM, v.F./BAYÓN, T./HERRMANN, A. (2006): Die Abgabe von Kundenempfehlungen – Determinanten und ökonomische Modellierung. In: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung. Jg. 58, S. 304-335. – HARTMANN, P./APAOLAZA IBÁÑES, V. (2007): Managing customer loyalty in liberalized residential energy market: The impact of energy branding. In: Energy Policy. Vol. 35, S. 2661-2672.

Aufbauend auf dieser groben Skizze der Ausrichtung und von Defiziten der bisherigen Forschung geht es im Folgenden darum, konkrete Hypothesen zu Einstellungen/Wahrnehmungen von privaten Stromkunden in Deutschland als Variablen herauszuarbeiten, welche die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom in dieser Zielgruppe beeinflussen (sollten).

#### 4.2.2 Ableitung von Hypothesen für die eigene Untersuchung

Zur Erklärung umweltbewusster Verhaltensabsichten wird in der Literatur häufig auf die Theorie des geplanten Handelns von *Ajzen* zurückgegriffen.<sup>14</sup> Nach *Ajzen* resultieren Handlungsabsichten, die wiederum tatsächliche Verhaltensaspekte beeinflussen, aus subjektiven Normen, Einstellungen gegenüber den betrachteten Verhaltensabsichten sowie Möglichkeiten zur Kontrolle des eigenen Verhaltens.<sup>15</sup> Im vorliegenden Kontext geht es bei dem Konstrukt der sozialen Norm bzw. der *sozialen Verhaltensverstärkung* um die Überzeugungsstärke eines Stromkunden, inwiefern Bezugsgruppen in dessen sozialem Umfeld einen Ökostrombezug billigen oder missbilligen. Mit *Ajzen* ist zu vermuten, dass eine wahrgenommene positive Bewertung von Ökostrombezug durch Verwandte, Freunde und Bekannte eines Kunden dessen Adoptionsbereitschaft von Ökostrom positiv beeinflusst.<sup>16</sup> Entsprechend stellten *Rowlands/Parker/Scott* und *Wiser* fest, dass die Zahlungsbereitschaft für Ökostrom bei Privatkunden in Kanada und in den USA umso höher ausfiel, je mehr sie eine positive Einstellung zu Ökostrom bei Bezugsgruppen in ihrem sozialen Umfeld wahrnahmen.<sup>17</sup> Der Einfluss der sozialen Verhaltensverstärkung speziell auf die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom ohne Beschränkung der Betrachtung auf die Höhe der Zahlungsbereitschaft wurde bis heute direkt nicht untersucht. Der theoretische Bezugsrahmen von *Ajzen* und die Zahlungsbereitschaftsstudien sprechen aber für die Hypothese (H)<sup>18</sup>

H<sub>1</sub>: Je mehr private Stromkunden davon überzeugt sind, dass Personen im eigenen sozialen Umfeld den Bezug von Ökostrom befürworten, desto größer ist die Bereitschaft der Kunden, Ökostrom nachzufragen.

Mit der zweiten von *Ajzen*<sup>19</sup> allgemein angesprochenen Gruppe von Verhaltensabsichtsdeterminanten, den *Einstellungen* gegenüber Verhaltensaspekten, werden mehr oder weniger stark positiv/negativ gefärbte Bewertungen der Objekte betont, auf die sich ein Verhalten bezieht.<sup>20</sup> Im Zusammenhang mit der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom konkretisiert man diese all-

---

<sup>14</sup> Vgl. AJZEN, I. (1991): The theory of planned behavior. In: Organizational Behavior & Human Decision Processes. Vol. 50, S. 179-211.

<sup>15</sup> Vgl. ebd., S. 188-189.

<sup>16</sup> Vgl. ebd., S. 188. – TROMMSDORFF, V. (2009): Konsumentenverhalten, 7. Aufl. Stuttgart, S. 185-187.

<sup>17</sup> Vgl. ROWLANDS, I.H./PARKER, P./SCOTT, D. (2003): Consumers and green electricity: Profiling potential purchasers. In: Business Strategy and the Environment. Vol. 12 (2003), S. 41-44. – WISER, R.H. (2007): Using contingent valuation to explore willingness to pay for renewable energy. In: Ecological Economics. Vol. 62, S. 427.

<sup>18</sup> Vgl. AJZEN, I. (1991): The theory of planned behavior, a.a.O., S. 179-211.

<sup>19</sup> Vgl. ebd., S. 191-195.

<sup>20</sup> Vgl. TROMMSDORFF, V. (2009): Konsumentenverhalten, a.a.O., S. 146.

gemeine Gruppe von Einflussfaktoren oft über das Konstrukt des *Umweltbewusstseins* privater Stromkunden.<sup>21</sup> Es umfasst die Einstellung gegenüber Maßnahmen zur Verringerung von Umweltbelastungen und Auftretensmöglichkeit von Umweltkatastrophen, z.B. infolge des „Schmelzens“ eines Atomkraftwerks. Wir konnten sieben empirische Studien identifizieren, in denen signifikante positive Zusammenhänge zwischen der Bewertung von Umweltschutzmaßnahmen generell und speziell Indikatoren der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom berichtet wurden.<sup>22</sup> Assoziationen speziell zwischen dem nicht allein auf „monetäre Anstrengungen“ abhebenden Konstrukt der Bereitschaft, zu einem Ökostromangebot zu wechseln, bzw. dem tatsächlichen Bezug von Ökostrom einerseits und Einstellungen zum Umweltschutz allgemein, zur Windenergienutzung im Besonderen sowie zur Klimaschutzpolitik der deutschen Regierung andererseits wurden bislang von *Arkesteijn/Oerlemans* und *Rommel/Meyerhoff* analysiert.<sup>23</sup> Ihre Befunde sprechen dafür, dass diese Einstellungen signifikante Determinanten der Adoption(sbereitschaft) von Ökostrom darstellen, so dass wir die Hypothese aufstellen

H<sub>2</sub>: Je positiver bei privaten Stromkunden die Einstellung zum Umweltschutz generell ausfällt, desto größer ist die Bereitschaft der Kunden, Ökostrom nachzufragen.

Der dritte von *Ajzen* genannte Hauptklärungsfaktor für Verhaltensabsichten, die wahrgenommenen Spielräume/Ressourcen zur freien Umsetzung eigener Intentionen (Verhaltenskontrolle), wird in der Forschung zur Adoptionsbereitschaft von Ökostrom mit dem Konstrukt der von Stromkunden empfundenen Schwierigkeit des Wechsels zu einem anderen Energieversorger aufgegriffen.<sup>24</sup> Wenn Stromkunden davon ausgehen, dass ein Ökostrombezug zu akzeptablen Konditionen nur bei einem anderen und nicht beim bisherigen Stromanbieter möglich ist und sie diesen Wechsel als aufwendig empfinden, dann verringern diese vermuteten

---

<sup>21</sup> Vgl. HAAN, G./KUCKARTZ, U. (1996): Umweltbewusstsein, a.a.O., S. 36 f. – MEFFERT, H./BRUHN, M. (1996): Das Umweltbewusstsein von Konsumenten. In: Die Betriebswirtschaft. Jg. 56, S. 635. – BRUHN, M./MEFFERT, H. (2006): Umweltbewusstsein der Bevölkerung in der Bundesrepublik Deutschland. In: Die Unternehmung. Jg. 60, S. 12.

<sup>22</sup> Vgl. BANG, H.-K. et al. (2000): Consumer concern, knowledge, belief, and attitude toward renewable energy. In: Psychology & Marketing. Vol. 17, S. 454 u. 463. – ROWLANDS, I.H./PARKER, P./SCOTT, D. (2003): Consumers and green electricity: Profiling potential purchasers, a.a.O., S. 40-44. – ARKESTEIJN, K./OERLEMANS, L. (2005): The early adoption of green power by Dutch households, a.a.O., S. 187-194. – IVANOVA, G. (2005): Queensland consumer's willingness to pay for electricity from renewable energy sources. Paper presented at the ANZSEE Conference, New Zealand: Massey University: 85-100. Online unter <[http://www.anzsee.org/anzsee2005papers/Ivanova\\_%20WTP\\_for\\_renewable\\_energy.pdf](http://www.anzsee.org/anzsee2005papers/Ivanova_%20WTP_for_renewable_energy.pdf)>, S. 95. – CHRIST, S./BOTHE, D. (2007): Bestimmung der Zahlungsbereitschaft für erneuerbare Energien mit Hilfe der Kontingenten Bewertungsmethode, a.a.O., S. 31. – HANSLA, A. et al. (2008): Psychological determinants of attitude towards and willingness to pay for green electricity. In: Energy Policy. Vol. 36, S. 771-772. – GERPOTT, T.J./MAHMUDOVA, I. (2009): Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom, a.a.O., S. 51-56.

<sup>23</sup> Vgl. ARKESTEIJN, K./OERLEMANS, L. (2005): The early adoption of green power by Dutch households, a.a.O., S. 191-193. – ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden, a.a.O., S. 78 f.

<sup>24</sup> Vgl. AJZEN, I. (1991): The theory of planned behavior, a.a.O., S. 196-198. – BANSAL, H.S./TAYLOR, S.F. (1999): The service provider switching model (SPSM): A model of consumer switching behavior in the services industry. In: Journal of Service Research. Vol. 2, S. 201.

hohen Wechselkosten die Attraktivität eines Bezugs von Ökostrom. Im Einklang mit diesen Überlegungen zeigen etliche Studien zum Anbieterwechselverhalten von Privatkunden auf liberalisierten Märkten für unterschiedliche Energietypen und für Vertragsgeschäfte, dass die von Kunden wahrgenommene Höhe der monetären und nicht-monetären zeitlichen, emotionalen oder sozialen Wechselkosten die Absicht, eine bestehende Vertragsbeziehung generell und beim Bezug von Strom im Speziellen zu ändern, signifikant reduziert.<sup>25</sup> Die Befunde von *Arkesteijn/Oerlemans* und *Ek/Söderholm* sprechen für ähnliche Effekte wahrgenommener Anbieterwechselkosten auf die Adoptionsbereitschaft für Ökostrom.<sup>26</sup> Ebenso wurde in der Studie von *Rommel/Meyerhoff* als Grund gegen den Bezug von Ökostrom von 22,0% der Teilnehmer die Aufwendigkeit des Wechsels genannt.<sup>27</sup> Entsprechend lautet unsere Hypothese

H<sub>3</sub>: Je höher der von privaten Stromkunden wahrgenommene Schwierigkeitsgrad des Wechsels zu einem anderen Stromanbieter, desto niedriger ist die Bereitschaft der Kunden, Ökostrom nachzufragen.

Die Liberalisierung von Energiemärkten wird regulativ u.a. in Deutschland dadurch unterstützt, dass EVU der Aufbau von bestimmten Wechselbarrieren wie die Erhebung eines „Kündigungsentgelts“ für den Fall, dass ein Bestandskunde zu einem Konkurrenten wechseln möchte, nicht gestattet wird. Zudem bemühen sich etliche EVU in Deutschland darum, die Wechselbarrieren für Stromkunden möglichst gering zu halten, indem sie für neu gewonnene Kunden die mit einem EVU-Wechsel verbundenen administrativen Schritte weitgehend übernehmen. Solche Maßnahmen zur Gestaltung des Ablaufs und der Folgen von EVU-Wechseln wirken sich dann stärker auf das Nachfrageverhalten von Stromkunden aus, wenn die Kunden zutreffend über sie informiert sind. Je höher diese „Informiertheit“ ausfällt, desto niedriger sollte die Schwierigkeit eines Anbieterwechsels wahrgenommen werden (s.o. H<sub>3</sub>). Darüber hinaus kann sich in der Informiertheit über den Ablauf und die Folgen eines EVU-Wechsels aber auch die eigenständige Auseinandersetzung von Stromkunden mit den Möglichkeiten und den Umweltimplikationen des Bezugs von Strom aus regenerativen Quellen widerspiegeln. Je mehr eine solche Auseinandersetzung stattgefunden hat, desto größer dürfte auch die Adoptionsbereitschaft für Ökostrom sein. Für Stromkunden in den Niederlanden ermittelten *Arkesteijn/Oerlemans* einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen der Bereitschaft

---

<sup>25</sup> Vgl. BANSAL, H.S./TAYLOR, S.F. (1999): The service provider switching model (SPSM): A model of consumer switching behavior in the services industry, a.a.O., S. 207-211. – BURNHAM, T.A./FRELS, J.K./MAHAJAN, V. (2003): Consumer switching costs: A typology, antecedents, and consequences. In: Journal of the Academy of Marketing Science. Vol. 31, S. 115-120. – BANSAL, H.S./TAYLOR, S.F./JAMES, Y.S. (2005): "Migrating" to new service providers: Toward a unifying framework of consumers' switching behaviours. In: Journal of the Academy of Marketing Science. Vol. 33, S. 107. – HENSELER, J. (2006): Das Wechselverhalten von Konsumenten im Strommarkt, a.a.O., S. 144-154. – HARTMANN, P./APAOLAZA IBÁÑES, V. (2007): Managing customer loyalty in liberalized residential energy market: The impact of energy branding, a.a.O., S. 2664-2667.

<sup>26</sup> Vgl. ARKESTEIJN, K./OERLEMANS, L. (2005): The early adoption of green power by Dutch households, a.a.O., S. 191-193. – EK, K./SÖDERHOLM, P. (2008): Norms and economic motivation in the Swedish green electricity market, a.a.O., S. 176-178.

<sup>27</sup> Vgl. ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden, a.a.O., S. 79.

ein Ökostromangebot nachzufragen und dem Grad der Informiertheit über Ökostrom.<sup>28</sup> Für Stromkunden in Kanada stellten *Rowlands/Parker/Scott* hingegen keine Assoziation zwischen der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom und dem Wissensstand über Ökostrom fest.<sup>29</sup> Trotz dieser „gemischten“ empirischen Befunde vertreten wir aufgrund unserer konzeptionellen Überlegungen die Hypothese

H<sub>4</sub>: Je besser private Stromkunden über den Ablauf und die Folgen eines Stromanbieterwechsels informiert sind, desto höher ist die Bereitschaft der Kunden, Ökostrom nachzufragen.

Die Bereitschaft von Konsumenten, neue Angebote nachzufragen, hängt nach Erkenntnissen der wirtschaftspsychologischen Kaufverhaltensforschung, nicht nur von objektiven Leistungsmerkmalen und Hürden eines Leistungswechsels, also von angebotsseitigen Variablen, ab.<sup>30</sup> Vielmehr können sich Konsumenten erheblich hinsichtlich ihrer allgemeinen Prädisposition, neue Leistungen auszuprobieren und Abwechslung bei genutzten Angeboten zu suchen, unterscheiden. Als Indikator für solche kundenseitigen Prädispositionen im Kontext des Bezugs von Ökostrom lassen sich in der jüngeren Vergangenheit von Kunden realisierte Anbieterwechsel bei verschiedenen Vertragsgeschäften (neben Strom z.B. Bank- und Telekommunikationsdienste) heranziehen. Etliche Studien kommen zu dem Ergebnis, dass Kunden, die in der Vergangenheit bereits häufiger bei Vertragsgeschäften ihre Anbieter ausgetauscht haben, auch in der Zukunft eher dazu neigen, weitere Anbieterwechsel zu vollziehen und für sie neue Angebote zu nutzen.<sup>31</sup> Speziell für die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom gibt es diesbezüglich u.E. noch keine einschlägigen Untersuchungen. Deshalb testen wir vor dem Hintergrund der Befunde für andere Kontraktgüter die Hypothese

---

<sup>28</sup> Vgl. ARKESTEIJN, K./OERLEMANS, L. (2005): The early adoption of green power by Dutch households, a.a.O., S. 193.

<sup>29</sup> Vgl. ROWLANDS, I.H./PARKER, P./SCOTT, D. (2003): Consumers and green electricity: Profiling potential purchasers, a.a.O., S. 41.

<sup>30</sup> Vgl. MCALISTER, L./PESSEMIER, E. (1982): Variety seeking behavior: An interdisciplinary review. In: *Journal of Consumer Research*. Vol. 9, S. 311-317. – RATNER, R. (2006): A variety of explanations for variety-seeking behaviors: Psychological needs, memory processes, and primed rules. In: *Advances in Consumer Research*. Vol. 33, S. 529-531. – TROMMSDORFF, V. (2009): Konsumentenverhalten, a.a.O., S. 118.

<sup>31</sup> Vgl. CAI, Y./DEILAMI, I./TRAIN, K. (1998): Customer retention in a competitive power market: Analysis of a 'double-bounded plus follow-ups' questionnaire. In: *Energy Journal*. Vol. 19, No. 2, S. 206-209. – WADDAMS PRICE, C./BENNETT, M. (1999): New gas in old pipes: Opening the UK residential gas market to competition. In: *Utilities Policy*. Vol. 8, S. 1-15. – PARMAR, M./WADDAMS PRICE, C./WATERSON, M. (2000): Exercising Consumer Choice: Switching Gas Supplier in the UK Residential Market, a.a.O., S. 12-14. – WANGENHEIM, v.F./BAYÓN, T. (2004): The effect of word of mouth on services switching, a.a.O., S. 1179-1181. – GIULIETTI, M./WADDAMS PRICE, C./WATERSON, M. (2005): Consumer choice and competition policy: A study of UK energy markets, a.a.O., S. 958-961. – WILSON, C.M./WADDAMS PRICE, C. (2005): Irrationality in Consumers' Switching Decisions: When More Firms May Mean Less Benefit. Centre for Competition Policy Working Paper 05-4. Online unter <[http://www.ccp.uea.ac.uk/public\\_files/workingpapers/CCP05-4\(2\).pdf](http://www.ccp.uea.ac.uk/public_files/workingpapers/CCP05-4(2).pdf)>, S. 17-23. – WILSON, C.M./WADDAMS PRICE, C. (2006): Do Consumers Switch to the Best Supplier? Centre for Competition Policy Working Paper, Online unter <<http://else.econ.ucl.ac.uk/conferences/consumer-behaviour/wilson.pdf>>, S. 20-22.

H<sub>5</sub>: Je mehr Anbieterwechsel private Stromkunden in der jüngeren Vergangenheit bei Vertragsgeschäften vollzogen haben, desto höher ist die Bereitschaft der Kunden, Ökostrom nachzufragen.

Ein zweites Kundenmerkmal, dem in der wirtschaftspsychologischen Forschung zum Nachfrageverhalten privater Haushalte eine hohe Erklärungskraft zugeschrieben wird, ist die subjektive *Preisgewichtung*. Sie „spiegelt die grundsätzliche relative Bedeutung wider, welche dem Preis innerhalb aller individueller Kaufentscheidungskriterien eines Kunden zukommt“<sup>32</sup>. Da Ökostrom bislang z.T. zu höheren Preisen als Strom aus konventionellen Energiequellen vermarktet wird oder Kunden solche Preisunterschiede unterstellen, ist zu vermuten, dass mit zunehmender subjektiver Preisgewichtung die Bereitschaft, Ökostrom zu beziehen, sinkt.<sup>33</sup> In der bisherigen Forschung wurden nur Preishöhenwahrnehmungen von Ökostrom (absolut oder relativ zu konventionell erzeugtem Strom) als signifikante negative Einflussfaktoren der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom oder der Loyalität gegenüber dem eigenen EVU analysiert, nicht jedoch die Preisgewichtung.<sup>34</sup> Deshalb überprüfen wir die Hypothese

H<sub>6</sub>: Je mehr Bedeutung private Stromkunden Preisen bei Strombezugsentscheidungen beimessen, desto niedriger ist die Bereitschaft der Kunden, Ökostrom nachzufragen.

Wenn das aktuelle EVU eines Stromkunden auch den Bezug von Ökostrom (zu einem speziellen Tarif) anbietet, dann können sich die Kunden für die explizite Nachfrage von Strom aus regenerativen Energiequellen entscheiden, ohne dass sie zu einem anderen Anbieter wechseln müssen. Die Kunden erleichtern bei einem solchen „internen Wechsel“ durch Zahlung eines Aufschlags es ihrem bisherigen Versorger den Stromanteil aus regenerativen Energiequellen auszubauen. Die Adoption von Ökostrom kann jedoch auch einen „externen Wechsel“ zu einem anderen Anbieter mit Ökostromtarif bedingen. Dann gewinnt, neben der Schwierigkeit des Lieferantenwechsels (s.o.), die Angebotsheterogenität verschiedener Energieversorger an Adoptionsrelevanz. Nehmen Stromkunden die Angebote verschiedener Versorger im Markt als ähnlich wahr, dann verringert sich auch die subjektive Wahrscheinlichkeit, dass durch einen „externen Wechsel“ ein Bezug von Ökostrom zu akzeptablen Konditionen möglich wird. Entsprechend beobachtete *Henseler*, dass die wahrgenommene Attraktivität von Wettbewerbern relativ zum bisherigen Lieferanten die Anbieterwechselwahrschein-

---

<sup>32</sup> DILLER, H. (2008): Preispolitik, 4. Aufl. Stuttgart, S. 103.

<sup>33</sup> Vgl. ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden, a.a.O., S. 79.

<sup>34</sup> Vgl. ARKESTEIJN, K./OERLEMANS, L. (2005): The early adoption of green power by Dutch households, a.a.O., S. 192-194. – NIERMANN, S./WALSH, G. (2005): Analyse der Determinanten der Kundenzufriedenheit und -bindung privater Haushalte, a.a.O., S. 154-157. – PENG, L.Y./WANG, Q. (2006): Impact of relationship marketing tactics (RMTs) on switchers and stayers in a competitive service industry, a.a.O., S. 41-43. – EK, K./SÖDERHOLM, P. (2008): Norms and economic motivation in the Swedish green electricity market, a.a.O., S. 177. – ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden, a.a.O., S. 79.

lichkeit von privaten Stromkunden in Deutschland signifikant erhöht.<sup>35</sup> Aufgrund dieses Ergebnisses und der zuvor präsentierten Argumente formulieren wir die Hypothese

H<sub>7</sub>: Je stärker private Stromkunden die Angebote von Energieversorgern als unterschiedlich wahrnehmen, desto größer ist die Bereitschaft der Kunden, Ökostrom nachzufragen.

Ausgehend von Überlegung, dass der (wahrgenommenen) Heterogenität der Anbieter von Strom Bedeutung für die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom zukommt, liegt es nahe, auch zu analysieren, wie sich Bewertungen, die Kunden speziell ihrem bisherigen Stromversorger zuteil werden lassen, auf diese Bereitschaft auswirken. Solche Bewertungen dürften zwar positiv davon beeinflusst werden, dass ein EVU sein Ökostromangebot einer Zertifizierung unterwirft. Da es aber keine Belege dafür gibt, dass das Image eines Anbieters nur von der Zertifizierung seiner Ökostromprodukte bestimmt wird, kommen Einstellungen zum eigenen EVU als separate Determinante der Nachfragebereitschaft von Ökostrom dieses Anbieters in Betracht. Hinsichtlich dieser Variablen spricht die betriebswirtschaftliche Kundenverhaltensforschung dafür, dass Kunden mit positiveren Einstellungen zu ihrem bisherigen Anbieter auch eher bereit sind, von diesem zusätzliche Leistungen nachzufragen oder beim Wiederkauf bereits zuvor bezogener Leistungen Preiserhöhungen hinzunehmen.<sup>36</sup> Speziell für den Bezug von Strom bzw. dem Nachfrageverhalten von privaten Haushaltsstromkunden gegenüber EVU deuten Befunde von *Niermann/Walsh*, *Schikarski*, *Peng/Wang* und *Hartmann/Apaolaza Ibáñez* in eine ähnliche Richtung.<sup>37</sup> Für die Bereitschaft, Ökostrom nachzufragen, beobachteten *Arkesteijn/Oerlemans*, dass diese Bereitschaft bei niederländischen Privathaushalten mit sehr positiven Einstellungen zu ihrem EVU signifikant höher ausgeprägt war als bei Kunden mit negativeren Einstellungen.<sup>38</sup> *Rommel/Meyerhoff* stellten fest, dass fehlendes Vertrauen in die Anbieter von Ökostrom zu den zwei am häufigsten genannten Gründen gegen einen Bezug von Ökostrom gehörte.<sup>39</sup> Da Stromkunden beim Bezug von Ökostrom darauf zu vertrauen haben, dass ihr EVU Einspeisungen aus regenerativen Energiequellen wie versprochen vornimmt, ist zu erwarten, dass die Kunden dann eher bereit sind, Ökostrom nachzufragen, wenn sie davon überzeugt sind, dass der eigene aktuelle Stromversorger und darüber hinaus wohl

---

<sup>35</sup> Vgl. HENSELER, J. (2006): Das Wechselverhalten von Konsumenten im Strommarkt, a.a.O., S. 168-171.

<sup>36</sup> S. zu einer entsprechenden Zusammenfassung des Forschungsstandes GERPOTT, T.J. (2009): Einflüsse anbieterbezogener Einstellungen von Privatkunden auf deren Preisbereitschaft. In: Die Betriebswirtschaft, Jg. 69, S. 681-684.

<sup>37</sup> Vgl. HARTMANN, P./APAOLAZA IBÁÑEZ, V. (2007): Managing customer loyalty in liberalized residential energy market: The impact of energy branding, a.a.O., S. 2667. – PENG, L.Y./WANG, Q. (2006): Impact of relationship marketing tactics (RMTs) on switchers and stayers in a competitive service industry, a.a.O., S. 43-47. – SCHIKARSKI, A. (2005): Markenbildung und Markenwechsel im deregulierten Strommarkt. Wiesbaden, S. 127-129. – NIERMANN, S./WALSH, G. (2005): Analyse der Determinanten der Kundenzufriedenheit und -bindung privater Haushalte, a.a.O., S. 154-157. – Abweichend hingegen s. WISER, R.H. (2007): Using contingent valuation to explore willingness to pay for renewable energy, a.a.O., S. 425-427.

<sup>38</sup> Vgl. ARKESTEIJN, K./OERLEMANS, L. (2005): The early adoption of green power by Dutch households, a.a.O., S. 187-194.

<sup>39</sup> Vgl. ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden, a.a.O., S. 79.



EVU insgesamt bereit sind, gesellschaftliche Verantwortung zu tragen. Mit anderen Worten vermuten wir

H<sub>8</sub>: Je mehr private Stromkunden davon überzeugt sind, dass ihr Stromversorger in seinem Handeln eine gesellschaftliche Verantwortung berücksichtigt, desto höher ist die Bereitschaft von Kunden, Ökostrom nachzufragen.

Bei der Hypothesenentwicklung wurde unterstellt, dass die Stärke der betrachteten acht Kundenmerkmale auf die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom unabhängig vom bisherigen tatsächlichen Stromverbrauch der Privatkunden ist. Die Haltbarkeit dieser Annahme ist jedoch aufgrund von allgemeinen Befunden der Marketingforschung zur Bedeutung der Ich-Aktiviertheit, also des „Involvement“ bei Beschaffungsentscheidungen von Konsumenten in Frage zu stellen.<sup>40</sup> Nach diesen Befunden ist zu erwarten, dass bei hoher Aktiviertheit eines Stromkunden die betrachteten acht unabhängigen Variablen stärkere Effekte auf die Bereitschaft, Ökostrom nachzufragen, haben als bei niedriger Aktiviertheit. Ein für EVU aufgrund der objektiven Messbarkeit besonders interessanter Indikator des Ausmaßes der Ich-Aktiviertheit von Privatkunden bei Strombezugsentscheidungen ist der tatsächliche Stromverbrauch des jeweiligen Kunden in der jüngeren Vergangenheit: Je höher die Stromverbrauchsmenge ausfällt, desto größer ist – *ceteris paribus* – die ökonomische Relevanz von Strombezugsentscheidungen für einen Kunden und desto größer dürfte auch dessen Aktiviertheit bei solchen Entscheidungen sein. Diese Moderatoreffekte der tatsächlichen Stromverbrauchsmenge auf die Stärke von Zusammenhängen zwischen Kundenmerkmalen und der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom wurden in der Forschung noch nicht empirisch analysiert. Angesichts dieser Erkenntnislücke stellen wir die Forschungsfrage

F<sub>1</sub>: Inwiefern unterscheidet sich die Stärke der in den acht Untersuchungshypothesen angesprochenen Zusammenhänge in Abhängigkeit davon, ob der tatsächliche Stromverbrauch eines privaten Kunden relativ zu durchschnittlichen Haushalten als hoch oder als niedrig einzustufen ist.

Abbildung 1 visualisiert zusammenfassend die im Folgenden empirisch adressierten Hypothesen sowie die aufgegriffene Forschungsfrage.

### **4.3 Empirische Untersuchungsmethodik**

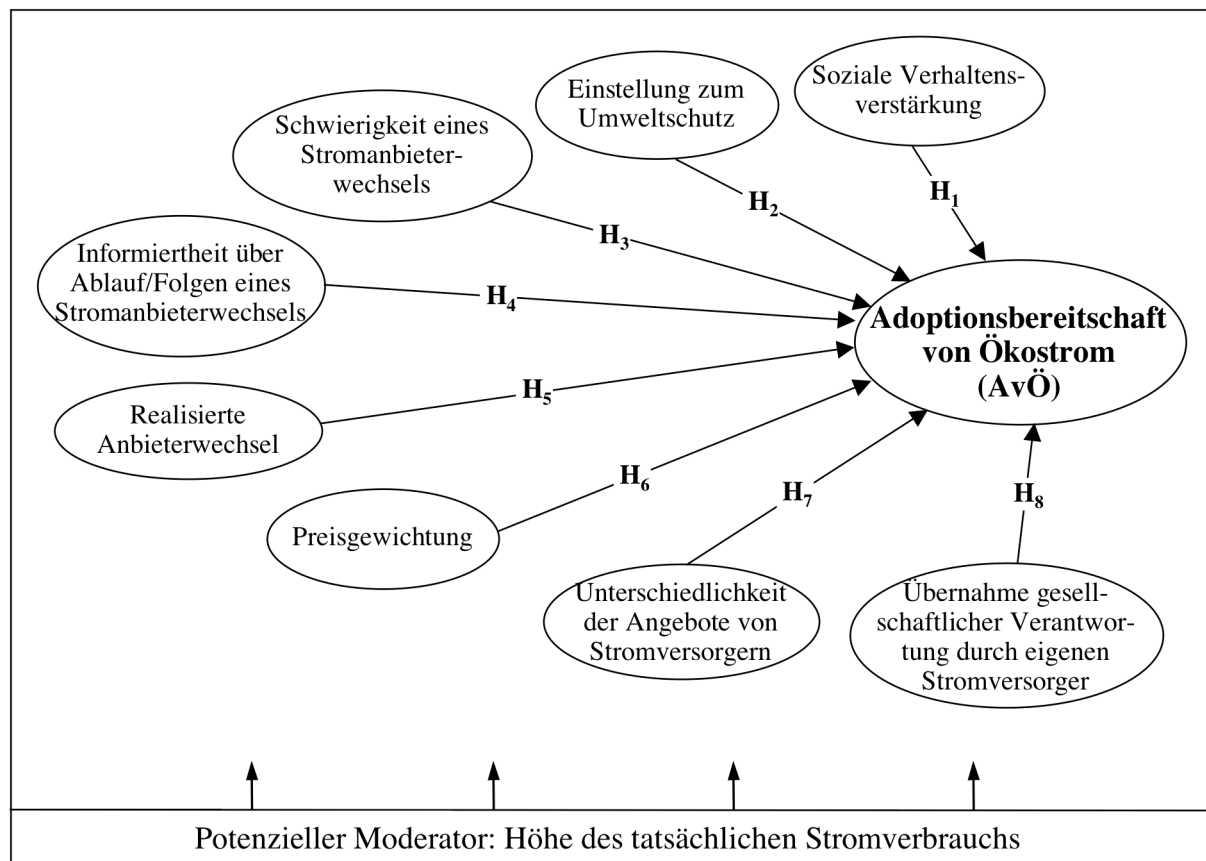
#### **4.3.1 Stichprobe**

Zur Datengewinnung wurde eine unternehmensbezogene Zufallsstichprobe privater Haushaltskunden eines etablierten regional tätigen deutschen Stromversorgers im Zeitraum vom 10.03.2008 bis 30.06.2008 angerufen, um sie zur Studienteilnahme zu motivieren. Das kooperierende regionale EVU zeichnete sich gegenüber anderen etablierten Stromanbietern in Deutschland *nicht* durch herausragende Aktivitäten im Hinblick auf die Vermarktung von Ökostrom aus. Die telefonische Befragung basierte auf einem standardisierten Erhebungsinstrument mit überwiegend geschlossen vorgegebenen Antwortoptionen, das im Februar 2008

---

<sup>40</sup> S. zu Zusammenfassungen der Involvementforschung im Marketing DILLER, H. (2008): Preispolitik, a.a.O., S. 113. – TROMMSDORFF, V. (2009): Konsumentenverhalten, a.a.O., S. 48-57.

Abb. 1: Untersuchte potenzielle Einflussfaktoren der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom



einem Pretest unterzogen worden war, um die Verständlichkeit und Überlappungsfreiheit des Instruments zu optimieren. Fragen und Antwortalternativen wurden jeweils am Telefon vorgelesen. Die Dauer eines Telefoninterviews lag in der Regel bei 20 bis 25 Minuten. Als Interviewpartner wurden ausschließlich Personen berücksichtigt, die gemäß ihrer Selbsteinschätzung in ihrem Haushalt über maßgeblichen Einfluss im Zusammenhang mit Strombezugsentscheidungen hatten. 267 Personen nahmen an der Befragung teil. Für sie stellte das kooperierende EVU den tatsächlich im Jahr 2007 gemessenen Stromverbrauch des jeweiligen Kunden als ergänzende objektive Information zum tatsächlichen Stromnutzungsverhalten (vgl. Forschungsfrage 1) zur Verfügung.

Der Anteil weiblicher Befragter in unserer Stichprobe weicht mit 53,2% nicht signifikant vom Geschlechterverhältnis in der Gesamtbevölkerung Ende 2007 in Deutschland ab ( $\chi^2 = 0,38$ ; df = 1;  $p \leq 0,54$ ). 25,6% der Teilnehmer lagen im Altersintervall von 18 bis 34, 48,5% im Intervall von 35 bis 54 und 25,9% waren mindestens 55 Jahre alt.<sup>41</sup> Eine Gegenüberstellung der Verteilung der Befragten auf von uns vorgegebene Altersklassen mit der entsprechenden Verteilung der Gesamtbevölkerung Ende 2006 in Deutschland führt zu dem Ergebnis, dass die Personen im Alter von mindestens 55 Jahren in der eigenen Stichprobe unterrepräsentiert sind

<sup>41</sup> Vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (2008): Statistisches Jahrbuch 2008. Wiesbaden. Online unter <[http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Navigation/Publikationen/Querschnittsveroeffentlichungen/JahrbuchDownloads,templated=renderPrint.psm1\\_\\_nnn=true](http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Navigation/Publikationen/Querschnittsveroeffentlichungen/JahrbuchDownloads,templated=renderPrint.psm1__nnn=true)>, S. 28.

( $\chi^2 = 17,2$ ;  $df = 2$ ;  $p \leq 0,001$ ).<sup>42</sup> 138 Probanden gaben an, in welchem Bereich das *aktuelle durchschnittliche monatliche Nettoeinkommen ihres Haushaltes* liegt. 5,8% der Respondenten haben demnach monatlich weniger als 1.000 € zur Verfügung, 31,1% weisen ein Monatseinkommen zwischen 1.000 € und weniger als 2.000 € auf und 63,1% erreichen ein monatliches Einkommen von mindestens 2.000 €. Die entsprechenden Prozentwerte für die Verteilung des Monatsnettoeinkommens aller privaten Haushalte im Jahr 2006 in Deutschland beliefen sich auf 14,7%, 43,5% und 41,8%.<sup>43</sup> Damit divergiert die Verteilung der Höhe des monatlichen Nettoeinkommens der Haushalte in der Stichprobe signifikant ( $\chi^2 = 27,15$ ;  $df = 2$ ;  $p \leq 0,001$ ) von derjenigen in der Grundgesamtheit. Befragte mit hohem Haushaltseinkommen sind in der Stichprobe überproportional häufig enthalten. Die *mittlere Haushaltsgröße* in der Stichprobe beläuft sich auf 2,53 Personen (Standardabweichung = 1,21;  $n = 250$ ), während sie bei Privathaushalten in Deutschland im Jahr 2006 2,08 Personen erreichte.<sup>44</sup> Fasst man Haushalte mit mindestens fünf Personen zu einer Klasse zusammen und stellt die sich so ergebende Verteilung auf fünf Haushaltsgrößenklassen in der Stichprobe und in Deutschland insgesamt gegenüber, so weichen beide Verteilungen signifikant voneinander ab ( $\chi^2 = 44,21$ ;  $df = 4$ ;  $p \leq 0,001$ ). Dieser Unterschied ist hauptsächlich darauf zurückzuführen, dass in der Stichprobe Einzelpersonenhaushalte mit einem Anteil von 20,8% gegenüber der Grundgesamtheit mit 38,8% zu wenig vertreten sind.

Insgesamt ist somit unsere Stichprobe im Hinblick auf das demographische Merkmal Geschlecht, *nicht* jedoch bezüglich des Alters, des monatlichen Haushaltseinkommens sowie der Haushaltsgröße als statistisch repräsentativ für die Bevölkerung/private Haushalte in Deutschland einzustufen. Da es in der eigenen Studie jedoch nicht um die genaue Abbildung der Ausprägungsverteilung einzelner Variablen in der Grundgesamtheit mittels einer Stichprobe, sondern um Zusammenhänge zwischen Konstrukten geht, hängt die Aussagekraft unserer Studie kaum von der soziodemographischen Repräsentativität der Stichprobe für Haushalte in Deutschland insgesamt ab.<sup>45</sup>

Entscheidend ist vielmehr die Qualität der Variablenmessungen und der statistischen Methoden zur Analyse potenzieller Zusammenhänge zwischen den betrachteten Konstrukten.<sup>46</sup> Um diesbezüglich eine Beurteilung der eigenen Arbeit zu ermöglichen, stellen wir im Folgenden die Erfassung der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom als abhängiges Kriterium sowie der in den Hypothesen aufgegriffenen potenziellen Einflussgrößen dieser Bereitschaft dar. Darauf

---

<sup>42</sup> Vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (2008): Statistisches Jahrbuch 2008. Wiesbaden. Online unter <[http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Navigation/Publikationen/Querschnittsveroeffentlichungen/JahrbuchDownloads,templated=renderPrint.psml\\_\\_nnn=true](http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Navigation/Publikationen/Querschnittsveroeffentlichungen/JahrbuchDownloads,templated=renderPrint.psml__nnn=true)>, S. 44.

<sup>43</sup> Vgl. ebd., S. 46.

<sup>44</sup> Vgl. ebd., S. 45.

<sup>45</sup> Vgl. EAST, R./UNCLES, M.D. (2008): In praise of retrospective surveys. In: Journal of Marketing Management. Vol. 24, S. 935-937 u. 942.

<sup>46</sup> Vgl. GERPOTT, T.J./KORNMEIER, K. (2009): Determinants of the acceptance of mobile payment systems. In: International Journal of Electronic Finance. Vol. 3, S. 12.

aufbauend wird zusammengefasst, wie mit Hilfe von bivariaten Korrelationsanalysen und multivariaten varianzbasierten Strukturgleichungsverfahren die Hypothesen/Forschungsfrage statistisch geprüft wurde(n).

#### 4.3.2 Messungen der untersuchten Konstrukte

In den Untersuchungshypothesen geht es zumeist um betriebswirtschaftlich relevante Phänomene oder Größen, die komplex und deshalb schwierig zu konkretisieren/messen sind. Deshalb wurden die untersuchten Variablen i.d.R. über mehrere Indikatoren entweder reflektiv oder formativ operationalisiert. Bei *reflektiven Messungen* nimmt man an, dass ein nicht direkt beobachtbares Konstrukt (z.B. Adoptionsbereitschaft von Ökostrom) Ursache für beobachtete Indikatoreausprägungen ist und die Indikatoren jeweils darauf zielen, das gleiche zugrunde liegende Phänomen zu messen. Bei *formativen Operationalisierungen* wird unterstellt, dass die Indikatoren Ursachen für die Ausprägungen des nicht beobachtbaren Konstruktes darstellen und jeweils so angelegt werden, dass sie einen eigenständigen Beitrag zur Messung verschiedener Facetten eines Konstruktes leisten.<sup>47</sup> Reflektive und formative Messmodelle für die untersuchten Konstrukte wurden unter Einsatz der von *Chin* entwickelten Software *Partial Least Squares (PLS-)Graph 3.0* berechnet und hinsichtlich ihrer Qualität bewertet.<sup>48</sup>

#### Adoptionsbereitschaft von Ökostrom

Die Bereitschaft, Ökostrom zu beziehen, wurde in Anlehnung an *Bansal/Taylor/James, Henseler* und *Kim/Shin/Lee* reflektiv über vier Indikatoren operationalisiert, die aus *Tabelle 1* (Variable K) zu entnehmen sind.<sup>49</sup> Vier Items, die Informations- und Nutzungsabsichten im Zusammenhang mit dem Bezug von Ökostrom ansprechen und die zur Vermeidung von Reihenfolgeeffekten (ebenso wie sämtliche nachfolgend zur Messung von Konstrukten eingesetzten Indikatoren) im Interview nicht direkt aufeinander folgend den Probanden vorgelesen wurden, laden mit *t*-Werten von mindestens 19,90 durchweg hoch signifikant auf dem Adoptionsbereitschaftskonstrukt und überschreiten jeweils den von *Hulland* empfohlenen Ladungs-

---

<sup>47</sup> Vgl. für viele zur Unterscheidung dieser beiden Messansätze für Konstrukte FORNELL, C./CHA, J. (1994): Partial Least Squares. In: Bagozzi, R. (Hrsg.): *Advanced Methods of Marketing Research*. Cambridge, S. 58-61. – CHIN, W.W. (1998): The Partial Least Squares Approach for Structural Equation Modeling. In: Marcoulides, G.A. (Hrsg.): *Modern Methods for Business Research*, Mahwah, S. 305-308. – HUBER, F. u. a. (2007): Kausalmodellierung mit Partial Least Squares. Wiesbaden, S. 25-27. – DIAMANTOPOULOS, A./RIEFLER, P./ROTH, K.P. (2008): Advancing formative measurement models. In: *Journal of Business Research*. Vol. 61, S. 1204-1216.

<sup>48</sup> Vgl. zur einführenden Erläuterung der in den *Tabellen 1* und *2* gezeigten Qualitätsstatistiken für die Messmodelle z.B. HERRMANN, A./HUBER, F./KRESSMANN, F. (2006): Varianz- und kovarianzbasierte Strukturgleichungsmodelle. In: *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*. Jg. 58, S. 55-62.

<sup>49</sup> Vgl. BANSAL, H.S./TAYLOR, S.F./JAMES, Y.St. (2005): "Migrating" to new service providers: Toward a unifying framework of consumers' switching behaviours, a.a.O., S. 106f. – HENSELER, J. (2006): Das Wechselverhalten von Konsumenten im Strommarkt, a.a.O., S. 137f. – KIM, G./SHIN, B./LEE, H.G. (2006): A study of factors that affect user intentions toward email service switching. In: *Information & Management*. Vol. 43, S. 892.

schwellenwert von 0,4 (s. Spalte „IR“ in *Tabelle 1*).<sup>50</sup> Die Konstruktreliabilität der Adoptionsbereitschaftsskala, welche die interne Konsistenz der Messung erfasst, liegt mit 0,88 (s. Spalte „KR“ in *Tabelle 1*) ebenso über dem in der Literatur geforderten Mindestwert von 0,70, wie auch die durchschnittlich erfasste Varianz mit 0,67 (s. Spalte „DEV“ in *Tabelle 1*) den für qualitativ akzeptable Messmodelle im Schrifttum genannten Minimalwert von 0,60 überschreitet.<sup>51</sup> Insgesamt ist die Qualität des Messmodells für die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom im eigenen Datensatz als gut einzustufen.

### **Potenzielle Einflussfaktoren der Adoptionsbereitschaft**

Wahrnehmungen des Grades an *sozialer Verhaltensverstärkung* bei der Entscheidung Ökostrom zu beziehen oder nicht, wurde anhand von Reaktionen auf zwei in Anlehnung an *Bansal/Taylor* formulierte Aussagen reflektiv abgebildet (s. Variable E1 in *Tabelle 1*).<sup>52</sup> Die Gütemaße des Messmodells dieses Konstrukts sprechen ausnahmslos dafür, dass die Qualität der Variablenoperationalisierung hoch ist.

Die *Einstellung zum Umweltschutz* wurde über fünf Items reflektiv gemessen, welche auf die Bewertung der Notwendigkeit von Maßnahmen zum schonenden Umgang mit natürlichen Ressourcen und zur Vermeidung von Umweltbelastungen durch Atomstrom abheben (s. Variable E2 in *Tab. 1*). Die Aussagen wurden in Anlehnung an die von *Diekmann/Preisendörfer* und *Grunenberg/Kuckartz* entwickelten Operationalisierungen des Umweltbewusstseins privater Konsumenten gebildet.<sup>53</sup> In der Stichprobe weisen die Kennzahlen zur Beurteilung formativer Konstruktmaße durchweg auf eine gute Qualität des Messmodells hin.

Zur Erfassung der empfundenen *Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels* kamen vier formative Indikatoren zum Einsatz, die verschiedene Mühen sowie potenzielle Vor- und Nachteile im Zusammenhang mit dem Wechsel zu anderen Energieversorgern beleuchten.<sup>54</sup> Die Qualität formativer Konstruktmessungen lässt sich, abweichend von reflektiven Operationalisierungen, anhand der Höhe und Signifikanz der Gewichte, die für jedes Item im Rahmen des

---

<sup>50</sup> Vgl. HULLAND, J. (1999): Use of partial least squares (PLS) in strategic management research: A review of four recent studies. In: *Strategic Management Journal*. Vol. 20, S. 198.

<sup>51</sup> Vgl. zu den aufgeführten KR-/DEV-Grenzwerten für viele GÖTZ, O./LIEHR-GOBBER, K. (2004): Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode. In: *Die Betriebswirtschaft*. Jg. 64, S. 728. – HERRMANN, A./HUBER, F./KRESSMANN, F. (2006): Varianz- und kovarianzbasierte Strukturgleichungsmodelle, a.a.O., S. 61. – HUBER, F. (u.a.) (2007): Kausalmodellierung mit Partial Least Squares, a.a.O., S. 34-37. – RINGLE, C.M./SPREEN, A.F. (2007): Beurteilung von Ergebnissen einer PLS-Pfadanalyse. In: *Das Wirtschaftsstudium*. Jg. 36, S. 212f.

<sup>52</sup> Vgl. BANSAL, H.S./TAYLOR, S.F. (1999): The service provider switching model (SPSM): A model of consumer switching behavior in the services industry, a.a.O., S. 209.

<sup>53</sup> Vgl. DIEKMANN, A./PREISENDÖRFER, P. (1992): Persönliches Umweltverhalten. Diskrepanzen zwischen Anspruch und Wirklichkeit. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. Jg. 44, S. 249f. – GRUNENBERG, H./KUCKARTZ, U. (2003): Umweltbewusstsein im Wandel. Opladen, S. 39-43.

<sup>54</sup> S. Variable E3 in *Tabelle 2* sowie ähnlich auch BURNHAM, T.A./FRELS, J.K./MAHAJAN, V. (2003): Consumer switching costs: A typology, antecedents, and consequences, a.a.O., S. 122f. – HENSELER, J. (2006): Das Wechselverhalten von Konsumenten im Strommarkt, a.a.O., S. 131-136.

Tab. 1: Indikatoren und statistische Kennzahlen für reflektiv gemessene Konstrukte

Konstrukt/Indikator <sup>a</sup>	Mittelwert <sup>b</sup>	Faktorladung	t-Wert <sup>c</sup>	IR <sup>d</sup>	KR <sup>d</sup>	DEV <sup>d</sup>
<b>K. Adoptionsbereitschaft von Ökostrom (n = 265)</b>					0,88	0,67
– Der Bezug von Ökostrom würde mir das Gefühl geben, etwas Gutes für die Umwelt zu tun.	3,53 (1,25)	0,84	53,85	0,70		–
– Ich habe mir vorgenommen, mich intensiver mit dem Thema Ökostrom zu beschäftigen.	3,01 (1,21)	0,81	29,21	0,67		
– Ich kann es akzeptieren, dass man z.Z. für Ökostrom etwas mehr zahlen muss als für konventionellen Strom.	3,18 (1,34)	0,75	19,90	0,56		
– Ich überlege, in den kommenden sechs Monaten bzw. nach Ablauf meines derzeitigen Stromvertrags Ökostrom zu beziehen.	2,58 (1,20)	0,86	44,81	0,74		
<b>E1. Soziale Verhaltensverstärkung (n = 266)</b>					0,89	0,81
– Die Menschen, die mir nahe stehen, finden es gut, wenn man Ökostrom bezieht.	3,23 (1,06)	0,88	49,79	0,78		0,21
– Sollte ich mich für den Wechsel zu einem Ökostromtarif bzw. -anbieter entscheiden, würden meine Familie und Freunde mich dabei unterstützen.	3,12 (1,24)	0,91	102,66	0,83		
<b>E2. Einstellung zum Umweltschutz (n = 267)</b>					0,89	0,62
– Wenn ich Zeitungsberichte über Umweltprobleme lese oder entsprechende Fernsehsendungen sehe, bin ich oft über die heutigen katastrophalen Umweltverhältnisse empört und wütend.	3,68 (1,11)	0,83	50,66	0,68		0,16
– Wissenschaft und Technik werden viele Umweltprobleme lösen, ohne dass wir unsere Lebensweise ändern müssen. [rekodiert] <sup>f</sup>	3,38 (1,07)	0,76	27,77	0,57		
– Es ist mir wichtig, dass mein Stromanbieter keinen Atomstrom liefert.	3,37 (1,25)	0,79	30,10	0,63		
– Es ist gut, dass in Deutschland keine neuen Atomkraftwerke mehr gebaut werden.	3,66 (1,25)	0,79	29,37	0,63		
– Nach meiner Einschätzung wird das Umweltproblem in seiner Bedeutung von vielen Umweltschützern stark übertrieben. [rekodiert]	3,44 (1,15)	0,78	22,51	0,61		
<b>E6. Preisgewichtung (n = 266)</b>					0,78	0,65
– Ich bin bereit, trotz des damit verbundenen Aufwands, nach günstigeren Stromtarifen zu suchen.	3,22 (1,27)	0,93	33,56	0,87		0,32
– Bei einer unbegründeten Preiserhöhung würde ich meinen Stromanbieter wechseln.	3,63 (1,24)	0,66	6,98	0,43		
<b>E7. Unterschiedlichkeit der Angebote von Stromversorgern (n = 264)</b>					0,88	0,78
– Es gibt keine nennenswerten Unterschiede zwischen den Stromversorgern. [rekodiert]	3,17 (1,16)	0,87	20,00	0,74		0,24
– Aktuelle Stromtarife verschiedener Anbieter unterscheiden sich nur geringfügig im Preis. [rekodiert]	3,10 (1,25)	0,89	29,65	0,80		

a) Zu jeder Aussage wurden fünf Antwortkategorien vorgegeben: „stimmt voll und ganz“ (kodiert als 5); „stimmt eher“ (= 4); „teils teils“ (= 3); „stimmt eher nicht“ (= 2) und „stimmt überhaupt nicht“ (= 1).

b) Eingeklammerte Angabe unter dem jeweiligen (arithmetischen) Mittelwert = Standardabweichung des Items.

c) Ergebnis eines t-Tests der Signifikanz einer Itemladung auf dem latenten Faktor. Die Berechnung der Signifikanz wurde für die Konstrukte über die Hilfsprozedur Bootstrapping durchgeführt. Alle t-Werte weisen das Signifikanzniveau von  $p \leq 0,0001$  auf.

d) IR = Indikatorreliabilität. KR = Konstruktreliabilität. DEV = Durchschnittlich erfasste Varianz.

e) DV = Diskriminanzvalidität. Gezeigt wird die höchste quadrierte Korrelation des potenziellen Einflussfaktors mit den anderen reflektiv gemessenen unabhängigen Konstrukten. Für reflektive Variablen liegt eine akzeptable DV vor, wenn der in dieser Spalte gezeigte Wert kleiner als die durchschnittlich erfasste Varianz für das jeweilige Konstrukt selbst (s. Spalte „DEV“) ist (Fornell/Larcker-Kriterium).

f) Rekodiert bedeutet, dass die Antworten „stimmt voll und ganz“ mit 1 und „stimmt überhaupt nicht“ mit 5 kodiert wurden. Die zwischen den Endpolen des Antwortkontinuums liegenden Stufen wurden analog umkodiert (4→2; 2→4).

PLS-Ansatzes berechnet werden, sowie der über „variance inflation factors“ quantifizierten Gefahr von Fehlschätzungen des Messmodells infolge sehr hoher Zusammenhänge zwischen den Indikatoren (= Multikollinearität) beurteilen.<sup>55</sup> Die entsprechenden Kennzahlen für die vier Items des Konstrukts geben zu erkennen, dass eine Eliminierung von Indikatoren aufgrund niedriger Ladungen allenfalls für eine Aussage (Unterbrechung der Stromversorgung infolge des Anbieterwechsels) in Betracht kommt und die VIF-Statistiken weit unterhalb der in der Literatur genannten Höchstwerte von 3 bis 10 liegen.<sup>56</sup> Da die Befürchtung, bei einem Anbieterwechsel, mit einer Unterbrechung der Stromversorgung konfrontiert zu sein, aus konzeptioneller Sicht als wichtige Wechselbarriere ein Baustein des Konstrukts der Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels darstellt und eine Eliminierung dieses Items deshalb zu einem „bias due to incorrect item purification“ beitragen kann, ziehen wir zur Messung der Anbieterwechselschwierigkeit sämtliche vier in *Tab. 2* wiedergegebenen Aussagen heran.<sup>57</sup>

Die Operationalisierung der Informiertheit über den Ablauf und die Folgen eines Stromanbieterwechsels erfolgte über zwei formative Aussagen, bei denen es jeweils eine objektiv richtige/zutreffende Reaktion gibt (s. Variable E4 in *Tabelle 2*). Die Ausprägungen dieses Konstruktes werden primär durch das Wissen der Probanden im Hinblick auf die Übernahme von Wechselformalitäten durch einen neuen Stromanbieter geprägt. Dennoch wird zur Sicherung der inhaltlichen Reichweite der formativen Konstruktmessung der zweite Indikator beibehalten. Die Qualität dieser Messung wird in der Stichprobe *nicht* durch hohe Zusammenhänge zwischen den beiden Items beeinträchtigt.

*Realisierte Anbieterwechsel* bei zumeist auf längere Zeit angelegten Vertragsgeschäften wurden über drei formative Indikatoren gemessen, welche sich auf den Wechsel der Hausbank, des Mobilfunknetzbetreibers und des Stromanbieters bezogen (s. Variable E5 in *Tabelle 2*).<sup>58</sup> Die Konstruktmessung wird am deutlichsten durch den Vollzug eines Stromanbieterwechsels beeinflusst, aber auch die beiden übrigen Indikatoren laden noch hinreichend stark auf dem Konstrukt, um ihre Beibehaltung im PLS-Messmodell zu rechtfertigen, für das hier ebenfalls keine Anzeichen für Modellfehler infolge von Multikollinearität festgestellt wurden.

---

<sup>55</sup> S. für viele GÖTZ, O./LIEHR-GOBBER, K. (2004): Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a.a.O., S. 728-730. – HERRMANN, A./HUBER, F./KRESSMANN, F. (2006): Varianz- und kovarianzbasierte Strukturgleichungsmodelle, a.a.O., S. 57 u. 61. – HUBER, F. u.a. (2007): Kausalmodellierung mit Partial Least Squares, a.a.O., S. 38f. – RINGLE, C.M./SPREEN, A.F. (2007): Beurteilung von Ergebnissen einer PLS-Pfadanalyse, a.a.O., S. 213f.

<sup>56</sup> Vgl. RINGLE, C.M./SPREEN, A.F. (2007): Beurteilung von Ergebnissen einer PLS-Pfadanalyse, a.a.O., S. 214. – DIAMANTOPOULOS, A./RIEFLER, P./ROTH, K.P. (2008): Advancing formative measurement models, a.a.O., S. 1212.

<sup>57</sup> Vgl. ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden, a.a.O., S. 79. – DIAMANTOPOULOS, A./RIEFLER, P./ROTH, K.P. (2008): Advancing formative measurement models, a.a.O., S. 1210.

<sup>58</sup> Vgl. GIULIETTI, M./WADDAMS PRICE, C./WATERSON, M. (2005): Consumer choice and competition policy: A study of UK energy markets, a.a.O., S. 958f.

Tab. 2: Indikatoren und statistische Kennzahlen für formativ gemessene Konstrukte

Konstrukt/Indikator	Mittelwert <sup>a</sup>	VIF <sup>b</sup>	Gewicht	t-Wert <sup>c</sup>
<b>E3. Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels<sup>d</sup> (n = 267)</b>				
– Heutzutage kann man einen Vertrag mit einem neuen Stromanbieter schnell und einfach abschließen. [rekodiert] <sup>f</sup>	2,22 (1,22)	1,51	0,34	2,62**
– Der Wechsel zu einem neuen Stromanbieter könnte eine plötzliche Unterbrechung der Stromversorgung verursachen.	2,05 (1,34)	1,24	0,45	1,33
– Es ist schwierig, die Angebote verschiedener Stromanbieter zu vergleichen.	3,08 (1,32)	1,38	0,27	1,93+
– Der Wechsel zu einem neuen Stromanbieter würde mir keine Kostenersparnisse bringen.	3,01 (1,20)	1,42	0,53	5,23***
<b>E4. Informiertheit über Ablauf/Folgen eines Stromanbieterwechsels<sup>e</sup> (n = 267)</b>				
– Der Wechsel zu einem neuen Stromanbieter ist kostenpflichtig. [rekodiert] <sup>f</sup>	0,73 (0,44)	1,10	0,28	1,13
– Der neue Stromanbieter kümmert sich um alle notwendigen Formalitäten.	0,63 (0,49)	1,10	0,92	6,88***
<b>E5. Realisierte Anbieterwechsel<sup>f</sup> (n = 255)</b>				
– Haben Sie in den letzten zwölf Monaten Ihre Hausbank gewechselt? <sup>g</sup>	0,09 (0,29)	1,03	0,22	1,00
– Haben Sie in den letzten zwölf Monaten Ihren Handy/Netzbetreiber gewechselt?	0,18 (0,39)	1,02	0,33	1,60
– Haben Sie schon einmal Ihren Stromanbieter gewechselt? <sup>h</sup>	0,19 (0,39)	1,00	0,83	7,49***

a) Eingeklammerte Angabe unter dem jeweiligen arithmetischen Mittelwert = Standardabweichung des Indikators.

b) VIF = Varianzinflationsfaktor.  $VIF = (1 + R^2)^{-1}$ , wobei  $R^2$  das Bestimmungsmaß der Regression eines Items auf alle übrigen Items ist, die ein formatives Konstrukt erfassen sollen.

c) Ergebnis eines t-Tests der Signifikanz der Gewichte der Indikatoren. Die Berechnung der Signifikanzen wurde für die Konstrukte über die Hilfsprozedur Bootstrapping durchgeführt.

d) Zu jeder Aussage wurden fünf Antwortkategorien vorgegeben: „stimmt voll und ganz“ (= 5); „stimmt eher“ (= 4); „teils teils“ (= 3); „stimmt eher nicht“ (= 2) und „stimmt überhaupt nicht“ (= 1). Zum Vorgehen bei „rekodierten“ Items s. Fußnote e in Tab. 1.

e) Zu jeder Aussage/Frage wurden drei Antwortmöglichkeiten vorgegeben: „ja“ (zutreffend bzw. = 1), „nein“ (nicht zutreffend bzw. = 0) und „weiß nicht“. Bei Konstrukt E4. wurde die dritte Antwortkategorie als nicht zutreffend interpretiert und entsprechend mit 0 kodiert. Bei Konstrukt E5. wurde die dritte Antwortkategorie als fehlender Wert ausgeklammert.

f) Rekodiert heißt hier, dass die Antwort „ja“ mit 0 und „nein“ mit 1 kodiert wurde.

g) Der Begriff „Hausbank“ wurde wie folgt konkretisiert: „Unter Hausbank wird die Bank verstanden, bei der Sie Ihr Girokonto haben bzw. über die Sie den größten Teil Ihrer finanziellen Transaktionen abwickeln.“

h) Diese Frage wurde den Teilnehmern wie folgt erläutert: „Hier wird nach einem Wechsel des Stromversorgers gefragt, der ohne einen Umzug in eine neue Wohnung bzw. in ein neues Haus stattgefunden hat.“

+  $p \leq 0,10$     \*\*  $p \leq 0,01$     \*\*\*  $p \leq 0,001$  (zweiseitig).

Das Konstrukt der *Gewichtung von Preisen* im Rahmen von Strombezugsentscheidungen wurde reflektiv mit Hilfe von zwei Items erfasst (s. Variable E6 in *Tabelle 1*).<sup>59</sup> Die Gütekriterien des Messmodells für diese Variable deuten überwiegend auf eine hohe Qualität der Konstruktabbildung in der Stichprobe.

Die Operationalisierung der wahrgenommenen *Unterschiedlichkeit von Stromversorgern und ihrer Angebote* wurde reflektiv über zwei Indikatoren vorgenommen (s. Variable E7 in *Tabelle 1*).

<sup>59</sup> Vgl. LICHTENSTEIN, D.R./NETEMEYER, R.G./BURTON, S. (1990): Distinguishing coupon proneness from value consciousness: An acquisition-transaction utility theory perspective. In: *Journal of Marketing*. Vol. 54, No. 3, S. 64f.



le 1).<sup>60</sup> Die Qualitätsanforderungen an ein reflektives Messmodell werden für dieses Konstrukt in der Stichprobe ebenfalls erfüllt.

Die *Übernahme sozialer Verantwortung durch den eigenen Stromversorger* als untersuchungsrelevante Facette von Einstellungen der Befragten zum eigenen EVU wurde anhand ihres Zustimmungsgades zu der Aussage „Mein aktueller Stromversorger unterstützt soziale und kulturelle Projekte in der Region“ operationalisiert (s.a. Variable E8 in *Tabelle 3*).<sup>61</sup>

*Tabelle 3* informiert über die Ausprägungen deskriptiver Statistiken sowie die Interkorrelationen der abhängigen und unabhängigen Variablen.

#### 4.4 Empirische Befunde zu den Hypothesen und der Forschungsfrage der Untersuchung

Erste Hinweise zur Haltbarkeit der acht Untersuchungshypothesen können aus *Tabelle 3* abgeleitet werden, die u.a. bivariate parametrische *Pearson*- sowie nicht-parametrische *Kendall*-Korrelationen zwischen der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom und den potenziellen Einflussfaktoren ausweist. Demnach korrelieren alle acht berücksichtigten unabhängigen Variablen mindestens auf dem 5%-Niveau signifikant und sieben Variablen vom Vorzeichen her hypothesenkonform mit dem Bereitschaftskriterium. Die höchste absolute Korrelation mit dem Adoptionskriterium weist das mit *Hypothese 2* aufgegriffene Konstrukt der Einstellung zum Umweltschutz auf, der niedrigste Assoziationswert ist für die empfundene Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung durch den eigenen Stromanbieter gemäß *Hypothese 8* zu verzeichnen. Die signifikant positive Korrelation zwischen der Preisgewichtung bei Strombezugsentscheidungen und der Adoptionsbereitschaft steht im Gegensatz zu *Hypothese 6*, gemäß der ein negativer Zusammenhang zwischen den beiden Konstrukten erwartet wurde.

Um die Erklärbarkeit der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom bei *simultaner* Betrachtung der acht in den Hypothesen aufgegriffenen Konstrukte zu analysieren, wurde auf das varianzbasierte PLS-Strukturgleichungsmodellierungsverfahren zurückgegriffen. Bei diesem Verfahren werden gleichzeitig und iterativ ein („äußeres“) Messmodell für die zu erfassenden Konstrukte und ein („inneres“) Strukturmodell zur Abbildung der Beziehungen zwischen unabhängigen/exogenen und abhängigen/endogenen Variablen so geschätzt, dass die durch die Modelle erklärte Varianz der abhängigen Kriterien maximiert wird. Im Vergleich zu in der betriebs- und energiewirtschaftlichen Kundenverhaltensforschung seit längeren beliebten kovarianzbasierten Strukturgleichungsverfahren wie LISREL oder AMOS, die z. B. von Guth<sup>62</sup>, Wan-

<sup>60</sup> Vgl. PING, R.A. (1993): The effects of satisfaction and structural constraints on retailer exiting, voice, loyalty, opportunism, and neglect. In: Journal of Retailing. Vol. 69, S. 347f. – JONES, M.A./MOTHERSBAUGH, D.L./BEATTY, S.E. (2000): Switching barriers and repurchase intentions in services. In: Journal of Retailing. Vol. 76, S. 271.

<sup>61</sup> Vgl. BURNHAM, T.A./FRELS, J.K./MAHAJAN, V. (2003): Consumer switching costs: A typology, antecedents, and consequences, a.a.O., S. 123.

<sup>62</sup> GUTH, S. (2002): Kundennähe in der Elektrizitätswirtschaft. Berlin.

Tab. 3: Deskriptive Statistiken und Interkorrelationen der Untersuchungsvariablen

Untersuchungsvariablen <sup>a</sup>	M <sup>b</sup>	S <sup>b</sup>	Median	K.	Korrelationen (255 ≤ n ≤ 267) <sup>c</sup>							
					E1.	E2.	E3.	E4.	E5.	E6.	E7.	E8.
K. Adoptionsbereitschaft von Ökostrom	3,08	1,02	3,22	–	70***	72***	–55***	30***	26***	45***	34***	14*
E1. Soziale Verhaltensverstärkung	3,18	1,04	3,00	55***	–	45***	–40***	18**	11+	34***	17**	11+
E2. Einstellung zum Umweltschutz	3,51	0,92	3,78	55***	33***	–	–39***	30***	21***	24***	30***	19**
E3. Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels	2,69	0,95	2,75	–41***	–29***	–30***	–	–42***	–38***	–57***	–49***	12*
E4. Informiertheit über Ablauf/Folgen eines Stromanbieterwechsels	0,65	0,42	–	25***	17***	23***	–35***	–	41***	33***	30***	05
E5. Realisierte Anbieterwechsel	0,17	0,27	–	23***	11*	18***	–30***	41***	–	33***	24***	–14*
E6. Preisgewichtung	3,36	1,06	3,35	35***	26***	17***	–42**	23***	27***	–	23***	–13*
E7. Unterschiedlichkeit der Angebote von Stromversorgern	3,12	1,06	3,00	25***	13*	23***	–36***	24***	17***	18***	–	07
E8. Übernahme GV durch eigenen Stromversorger <sup>d</sup>	3,30	0,99	3,00	10*	06	16***	09+	01	–19***	–11*	05	–

a) Zur Erläuterung der Operationalisierung der Variablen K. und E1. bis E7. s. Tab. 1 und 2. Für die untersuchten Variablen (mit Ausnahme von E8.) wurden die Gewichte der Items (= Indikatoren) normiert, d.h. das jeweilige Gewicht eines Items wurde durch die Summe der Gewichte der Items eines Konstrukts geteilt. Anschließend wurden die ursprünglichen Itemausprägungen eines Konstrukts mit dem jeweiligen Gewichtungsfaktor multipliziert und summiert.

b) M = (arithmetischer) Mittelwert; S = Standardabweichung.

c) Werte oberhalb der Hauptdiagonale = *Pearson*'sche Produkt-Moment Korrelationen. Werte unterhalb der Hauptdiagonale = *Kendall*'sche Rangkorrelationen  $\tau$ -b. Es werden nur die erste und zweite Nachkommastelle sowie gegebenenfalls ein negatives Koeffizientenvorzeichen angegeben. Beispiel: –51 = –0,51.

d) GV = Gesellschaftliche Verantwortung. Grad der Zustimmung zur Aussage „Mein aktueller Stromversorger unterstützt soziale und kulturelle Projekte in der Region“ unter Rückgriff auf die in Tab. 1, Fußnote a genannten Antwortkategorien.

+ p ≤ 0,1   \* p ≤ 0,05   \*\* p ≤ 0,01   \*\*\* p ≤ 0,001 (zweiseitig).

genheim/Bayón<sup>63</sup>, Rennhak/Halfmann<sup>64</sup> und Dressler/Nickening<sup>65</sup> eingesetzt wurden, hat der PLS-Ansatz gewichtige Vorteile. Er lässt gleichzeitig sowohl formative als auch reflektive Konstruktoperationalisierungen zu und stellt geringere Anforderungen an die Stichprobengröße sowie die Verteilungseigenschaften der Untersuchungsvariablen in der Grundgesamtheit.<sup>66</sup>

Tab. 4 enthält in der ersten Ergebnisspalte die mittels des „path-weighting schemes“<sup>67</sup> durch *PLS-Graph 3.0* in der Gesamtstichprobe ermittelten Pfadkoeffizienten des PLS-Strukturmodells, die eine gleichzeitige Betrachtung der Stärke von Zusammenhängen zwischen den acht exogenen Variablen und der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom erlauben. Die statistische Signifikanz der acht Pfadkoeffizienten, die durch ein Bootstrapping-Verfahren<sup>68</sup> überprüft wurde, ist Tab. 4 ebenfalls zu entnehmen. Der  $R^2$ -Wert von 0,75 in der Gesamtstichprobe bedeutet, dass 75% der beobachteten Varianz der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom durch das PLS-Modell erklärt werden konnte. In der Literatur werden  $R^2$ -Mindestwerte von 0,30 bis 0,67 für PLS-Strukturmodelle genannt, um einem Modell hohe Qualität zu attestieren.<sup>69</sup> Diese Schwellenwerte werden mit dem eigenen Modell durchweg überschritten, so dass es die Varianzstrukturen im vorliegenden Datensatz gut abbildet.

In der Gesamtstichprobe werden in der multivariaten PLS-Analyse die *Hypothesen 1* und *2* bestätigt, die signifikant positive Effekte der sozialen Verhaltensverstärkung, der Umweltschutzeinstellung und der Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung durch den eigenen Stromversorger auf die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom postulieren. Ebenso erreicht im Einklang mit *Hypothese 3* die empfundene Schwierigkeit, einen Stromanbieter zu wechseln, in der Gesamtstichprobe ein signifikant negatives PLS-Einflussgewicht. Hingegen sind die PLS-Pfadkoeffizienten für die Konstrukte Informiertheit über Ablauf/Folgen eines Stroman-

<sup>63</sup> WANGENHEIM, v. F./BAYÓN, T. (2004): The effect of word of mouth on services switching, a.a.O., S. 1173-1186.

<sup>64</sup> RENNHAKE, C./HALFMANN, M. (2006): Das Wechselverhalten von Privathaushalten im Strommarkt. In: Rennhak, C. (Hrsg.): Herausforderung Kundenbindung. Wiesbaden, S. 105-111.

<sup>65</sup> DRESSLER, M./NICKENING, C. (2009): Determinanten zur Wechsel- und Bleibebereitschaft von privaten Endverbrauchern im deutschen Strommarkt, a.a.O., S. 334f.

<sup>66</sup> Vgl. zum PLS-Ansatz und dessen Vergleich mit kovarianzbasierten Strukturgleichungsverfahren für viele CHIN, W.W. (1998): The Partial Least Squares Approach for Structural Equation Modeling, a.a.O., S. 299-316. – GÖTZ, O./LIEHR-GOBBERS, K. (2004): Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a.a.O., S. 716-724. – SCHOLDERER, J./BALDERJAHN, I. (2005): PLS versus LISREL: Ein Methodenvergleich. In: Bliemel, F. et al. (Hrsg.): Handbuch PLS-Pfadmodellierung. Stuttgart, S. 90-97. – HERRMANN, A./HUBER, F./KRESSMANN, F. (2006): Varianz- und kovarianzbasierte Strukturgleichungsmodelle, a.a.O., S. 36-44. – HOMBURG, C./KLARMANN, M. (2006): Die Kausalanalyse in der empirischen betriebswirtschaftlichen Forschung – Problemfelder und Anwendungsempfehlungen. In: Die Betriebswirtschaft. Jg. 66, S. 728-737.

<sup>67</sup> CHIN, W.W. (1998): The Partial Least Squares Approach for Structural Equation Modeling, a.a.O., S. 309.

<sup>68</sup> Vgl. ebd., S. 320.

<sup>69</sup> Vgl. ebd., S. 323. – KRAFFT, M./GÖTZ, O./LIEHR-GOBBERS, K. (2005): Die Validierung von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe des Partial-Least-Squares (PLS)-Ansatzes. In: Bliemel, F./Eggert, A./Fassott, G./Henseler, J. (Hrsg.): Handbuch PLS-Pfadmodellierung. Stuttgart, S. 83-85. – HERRMANN, A./HUBER, F./KRESSMANN, F. (2006): Varianz- und kovarianzbasierte Strukturgleichungsmodelle, a.a.O., S. 61.

Tab. 4: PLS-Pfadkoeffizienten in der Gesamtstichprobe und in zwei nach dem jährlichen Stromverbrauch gebildeten Teilstichproben

Wirkungspfad (Hypothese)	GSP <sup>a</sup> (n = 267)	Teilstichprobenanalyse <sup>b</sup>		
		WV (n = 119)	VV (n = 85)	t-Wert <sup>c</sup>
Soziale Verhaltensverstärkung → AvÖ (H <sub>1</sub> )	0,40***	0,28***	0,51***	2,47**
Einstellung zum Umweltschutz → AvÖ (H <sub>2</sub> )	0,43***	0,37***	0,41***	0,35
Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels → AvÖ (H <sub>3</sub> )	–0,13**	–0,16+	–0,12	0,31
Informiertheit über Ablauf/Folgen eines Stromanbieterwechsels → AvÖ (H <sub>4</sub> )	–0,04	0,05	0,01	0,47
Realisierte Anbieterwechsel → AvÖ (H <sub>5</sub> )	0,04	0,14**	0,10	0,90
Preisgewichtung → AvÖ (H <sub>6</sub> )	0,13***	0,26**	–0,01	2,33**
Unterschiedlichkeit der Angebote von Stromversorgern → AvÖ (H <sub>7</sub> )	0,05	–0,06	0,11+	2,18+
Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung durch eigenen Stromversorger → AvÖ (H <sub>8</sub> )	0,05	0,20***	–0,10	3,70***
<hr/>				
Erklärte AvÖ-Varianz (R <sup>2</sup> )	0,75	0,77	0,85	–
	n = 267	n = 119	n = 85	–

a) GSP = Gesamtstichprobe. Die Signifikanz der PLS-Pfadkoeffizienten wurde in der Gesamt- und in den Teilstichproben anhand von *t*-Werten, die mittels des Bootstrappingverfahrens gewonnen wurden (angenommene Fallzahl pro Teilstichprobe = 267; Zahl der Replikationsläufe = 100), überprüft.

b) In diese Analysen wurden nur Respondenten mit einem jährlichen Stromverbrauch von höchstens 3.000 kWh (= Wenigverbraucher [WV]) und mit einer jährlichen Mindestnutzung von 3.900 kWh (= Vielverbraucher [VV]) einbezogen.

c) *t*-Test auf Signifikanz der Unterschiedlichkeit eines Pfadkoeffizienten in den beiden Teilstichproben.

+  $p \leq 0,10$    \*  $p \leq 0,05$    \*\*  $p \leq 0,01$    \*\*\*  $p \leq 0,001$  (zweiseitig).

bieterwechsels, realisierte Anbieterwechsel, Unterschiedlichkeit der Angebote von Stromversorgern sowie Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung durch den eigenen Stromversorger in der Gesamtstichprobe statistisch nicht mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 10% signifikant, so dass die *Hypothesen 4, 5, 7 und 8* ohne weitere Differenzierungen verschiedener Gruppen von Stromkunden mit den vorgelegten Beobachtungen *nicht* vereinbar sind. Ebenso keine Unterstützung im Gesamtdatensatz findet *Hypothese 6*, gemäß der ein signifikanter negativer Effekt der Preisgewichtung bei Strombezugsentscheidungen auf die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom zu erwarten ist. Zwar ist der PLS-Pfadkoeffizient für das Preisgewichtungskonstrukt in der Gesamtstichprobe statistisch signifikant, aber er hat kein negatives, sondern ein positives Vorzeichen. Demnach sind Stromkunden, die bei Strombezugsentscheidungen dem Preis großes Gewicht beimessen, auch eher dafür offen, ein Ökostromangebot zu akzeptieren. Im Konstrukt der Preisgewichtung wird auf die Bereitschaft, sich aktiv um Strompreistransparenz zu bemühen, und auf die wahrgenommene Fairness des Preisverhaltens des eigenen EVU abgehoben. Demnach könnten Kunden, die preisbezogen informationssensibel und kritisch reflektierend agieren, sich auch intensiver mit den für sie selbst oder die Gesellschaft insgesamt positiven Effekten eines Ökostrombezugs auseinander gesetzt haben und deshalb eine überdurchschnittliche Ökostromadoptionsbereitschaft aufweisen.

Zur Untersuchung der mit *Forschungsfrage 1* angesprochenen möglichen moderierenden Wirkungen des tatsächlichen Stromverbrauchs von Privatkunden auf deren Adoptionsbereit-

schaft von Ökostrom wurde die Gesamtstichprobe anhand der Verbrauchsdaten für jeden der 267 Teilnehmer im Jahr 2007, die aus dem Abrechnungssystem des bei unserer Studie kooperierenden Energieversorgers entnommen wurden, in zwei Teilstichproben unterteilt. Der Teilstichprobe der „Wenigverbraucher“ wurden 119 Kunden zugeordnet, die im Jahr 2007 bis zu 3.000 kWh Strom nachgefragt hatten. In der Teilstichprobe der „Vielverbraucher“ wurden 85 Kunden zusammengefasst, an die im Jahr 2007 mindestens 3.900 kWh abgesetzt worden waren. Im Sinne eines „Extermgruppenvergleichs“ wurden 64 Kunden in der Stichprobe, für die 2007 ein Stromverbrauch von mehr als 3.000 kWh und weniger als 3.900 kWh registriert wurde, aus den Analysen zu *Forschungsfrage 1* ausgeschlossen.

In *Tabelle 4* werden für die Teilstichproben der Wenig- und Vielverbraucher getrennt die PLS-Strukturkoeffizienten der acht potenziellen Einflussfaktoren der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom berichtet. Weiter enthält *Tabelle 4* die Ergebnisse von Signifikanztests auf Unterschiedlichkeit der Pfadkoeffizienten einer exogenen Variablen in den beiden Teilstichproben (s. Spalte *t*-Wert in *Tabelle 4*). Demnach variiert die Stärke des Einflusses von vier der acht unabhängigen Variablen signifikant zwischen den beiden Teilstichproben. Bei Vielverbrauchern haben die soziale Verhaltensverstärkung und die wahrgenommene Unterschiedlichkeit der Angebote von Stromversorgern größere positive Effekte auf die Adoptionsbereitschaft. Bei Wenigverbrauchern wirken sich eine höhere Preisgewichtung und die Beurteilung der Übernahme der gesellschaftlichen Verantwortung signifikant stärker positiv auf die Adoptionsbereitschaft aus.

Insgesamt zeigen die PLS-Analysen, dass die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom in der Stichprobe privater Haushaltskunden generell signifikant positiv von deren allgemeinen Einstellungen zum Umweltschutz und von der Bewertung eines Ökostrombezugs durch deren persönliches/direktes soziales Umfeld beeinflusst wird. Zudem sind Kunden, die wenig Strom verbrauchen und dem Preis hohe Bedeutung bei Strombezugsentscheidungen einräumen sowie stärker davon überzeugt sind, dass ihr EVU sich auch gesellschaftlich engagiert, eher bereit, Ökostrom nachzufragen. Bei Kunden, die bereits viel Strom verbrauchen, steigt die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom zudem dann, wenn sie davon überzeugt sind, dass sich die Angebote von EVU deutlich voneinander unterscheiden.

#### **4.5 Untersuchungsimplicationen**

In der vorliegenden Untersuchung wurden 267 Privatkunden eines regionalen EVU in Deutschland telefonisch interviewt, um Einflussfaktoren ihrer Bereitschaft, Ökostrom nachzufragen, zu identifizieren. Die Untersuchungsteilnehmer unterschieden sich deutlich bezüglich ihrer Adoptionsbereitschaft von Ökostrom. Die empirische Überprüfung eines auf Basis von acht Hypothesen formulierten Strukturgleichungsmodells mittels des PLS-Ansatzes deutet alles in allem darauf hin, dass der Bezugsrahmen der „theory of planned behavior“ von *Ajzen* einen wertvollen Beitrag zur Erklärung der Adoptionsbereitschaft von Ökostrom zu leisten vermag, da sich soziale Normen, Einstellungen zu umweltbezogenen Themen mit großer Nä-

he zur betrachteten Verhaltensabsicht und die Kontrollierbarkeit eines Stromanbieterwechsels (vgl. oben *Hypothesen 1 bis 3*) in der Gesamtstichprobe und überwiegend unabhängig vom tatsächlichen Stromverbrauch eines Privatkunden als signifikante Einflussfaktoren der Bereitschaft, Ökostrom nachzufragen, erwiesen.<sup>70</sup>

Für EVU und Umweltpolitiker, die beabsichtigen, das Ausmaß zu steigern, in dem Privathaushalte noch über die gesetzlich vorgegebenen Mindesteinspeisungen hinaus Ökostrom beziehen, deutet die Bestätigung des theoretischen Bezugsrahmens von *Ajzen* in unserer Stichprobe darauf hin, dass es sinnvoll ist, weitere Maßnahmen zu realisieren, welche in der Bevölkerung das Bewusstsein für Umweltprobleme schärfen und die Bewertung von Maßnahmen zur Bewältigung solcher Probleme verbessern. Angesichts der in unserer Stichprobe im Durchschnitt nicht herausragend positiven Einstellung zum Umweltschutz und der im Durchschnitt nur als „mäßig“ empfundenen Unterstützung eines eigenen Ökostrombezugs durch Familienmitglieder und Freunde (s. die Indikatoren/Konstruktmittelwerte in *Tabelle 1* u. *3*) dürfte es hier auch noch Spielräume dafür geben, durch systematische Kommunikationskampagnen die Voraussetzungen für die Adoption von Ökostrom zu verbessern.<sup>71</sup>

Der Nutzen von EVU-Anstrengungen zur Beeinflussung von Kundenwahrnehmungen hinsichtlich der Schwierigkeit des Stromversorgerwechsels ist demgegenüber trotz des in unserer Analyse beobachteten signifikanten negativen Effekts auf die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom weniger eindeutig. Dieser Effekt ist nämlich im Vergleich zu den Wirkungen der Konstrukte soziale Verhaltensverstärkung und Einstellung zum Umweltschutz (vor allem bei Kunden mit hohem Stromverbrauch) deutlich schwächer. Außerdem können Vereinfachungen von Wechselprozessen zwischen Stromanbietern auch dazu beitragen, dass die Abwanderungsgefahr für eigene Bestandskunden zunimmt. Für etablierte Energieversorger dürfte es deshalb weniger empfehlenswert sein, mit einfachen Wechselprozessen auch die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom zu steigern. Für neu in einen (regionalen) Strommarkt eintretende Herausforderer können hingegen eine kundenfreundliche Gestaltung von Wechselprozessen und das aktive Werben mit solchen Prozessen Ansatzpunkte sein, um nicht nur zusätzliche Kunden zu akquirieren, sondern sie auch gleich beim erstmaligen Vertragsabschluss zum Bezug von Ökostrom zu motivieren. Solche einfachen Wechselprozesse wurden denn auch von einigen neuen Wettbewerbern in Deutschland (z.B. Lichtblick, Yellow, Nuon) bereits in ihr Marketing einbezogen, aber noch nicht systematisch mit einer Absatzförderung für Ökostromangebote verzahnt.

Mit Blick auf Privathaushalte, die relativ wenig Strom verbrauchen, sprechen unsere Resultate dafür, dass zur Steigerung der Adoptionswahrscheinlichkeit von Ökostrom in dieser Zielgruppe, der Preishöhe und vor allem der Kommunikation von etwaigen Ökostrom-Aufschlä-

---

<sup>70</sup> Vgl. AJZEN, I. (1991): The theory of planned behavior, a.a.O., S. 179-211.

<sup>71</sup> S. übereinstimmend auch ROMMEL, K./MEYERHOFF, J. (2009): Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden, a.a.O., S. 81 f.

gen gegenüber Strom aus herkömmlichen Quellen besondere Aufmerksamkeit zu schenken ist. Bei Wenigerverbrauchern dürften Preisaufschläge für Ökostrom allenfalls akzeptiert werden, wenn sie von überzeugenden Begründungen flankiert werden und EVU durch die wahrnehmbare Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung (z.B. durch Förderung sozialer/kultureller Projekte in der eigenen Absatzregion) dafür sorgen, dass sie bei ihren (wenig Strom verbrauchenden) Kunden grundsätzlich über ein positive(re)s Image verfügen. Hingegen spielt bei Privatkunden mit relativ hohem Stromverbrauch der Bezugspreis für Ökostrom für die Adoptionsbereitschaft eine geringere Rolle, so dass in dieser Zielgruppe weniger die Preisgestaltung und -kommunikation, sondern mehr die Beeinflussung der Einstellung zum Umweltschutz und der wahrgenommenen Bewertung eines Ökostrombezugs durch nahe stehende Personen in Maßnahmenprogrammen von EVU aufgegriffen werden sollte.

Wie bei jeder Kundenbefragung ergeben sich auch für die eigene Studie aus inhaltlichen und methodischen Schwachstellen des empirischen Designs Hinweise auf die Notwendigkeit, bei der Ableitung von Praxisimplikationen aus den Befunden Vorsicht walten zu lassen, und auf Ansatzpunkte für die weitere Forschung. Eine erste Beschränkung unserer Arbeit besteht darin, dass nur Kunden eines regionalen Stromversorgers befragt wurden. Zwar spricht *prima facie* nichts dafür, dass die Kunden des EVU, das mit uns bei der Durchführung der berichteten wissenschaftlichen Studie kooperierte, sich von denjenigen etablierter EVU, die in anderen Regionen Deutschlands agieren, unterscheiden. Hingegen könnten Personen, die von alternativen Discountanbietern ihren Strom beziehen, von den hier erfassten Kunden eines typischen regionalen EVU divergieren. Zukünftige Arbeiten sollten deshalb die Stabilität der gezeigten Resultate in Stichproben von Kunden, die ihren Strom bei solchen Discountunternehmen nachfragen, erkunden. Eine zweite Schwachstelle kann darin gesehen werden, dass hier als abhängiges Kriterium nicht die tatsächlich erfolgte Adoption eines Ökostromangebots, sondern lediglich die Adoptionsabsicht betrachtet wurde. Zwar ist die Beeinflussung der *Absicht*, Ökostrom nachzufragen, für EVU ein unumgänglicher Schnitt auf dem Weg zum tatsächlichen Ökostrombezug eines Kunden und von daher ein Konstrukt dessen Erklärung hohe praktische Relevanz hat. Zugleich ist die Absicht aber nicht die alleinige Einflussgröße des Adoptions**verhaltens**. Folglich sollten in zukünftigen Untersuchungen sowohl die Absicht, Ökostrom nachzufragen, als auch die tatsächliche Adoption als zeitlich nacheinander zu messende abhängige Kriterien einbezogen werden. Schließlich wurde in der eigenen Studie die Adoptionsbereitschaft von Ökostrom insoweit mehr summarisch behandelt, als dass keine Ökostromangebotsvarianten, die z.B. anhand des Mixes der eingesetzten regenerativen Energiequellen oder der Zertifizierung von Anbietern durch unabhängige Dritte bezüglich der Strom einspeisungen aus regenerativen Quellen unterschieden werden können, analysiert wurden. Da solche Angebotsdifferenzierungen für die Praxis von hohem Interesse sind, besteht auch in dieser Hinsicht ein erheblicher Bedarf an weiterführenden Arbeiten.

**5. Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009b): Einflussfaktoren auf die Bereitschaft von Privatkunden, Ökostrom nachzufragen – Ergebnisse einer empirischen Untersuchung. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 33: 316-321.**

**Zusammenfassung**

Die vorliegende Studie untersucht Einflüsse von acht psychographischen Merkmalen privater Stromkunden auf deren Bereitschaft, Strom aus regenerativen Energiequellen (= Ökostrom) nachzufragen. Empirische Grundlage der Arbeit ist eine standardisierte telefonische Befragung von 267 Privatkunden eines Energieversorgers in Deutschland. Die Ergebnisse von multivariaten Partial Least Squares Zusammenhangsanalysen deuten generell auf signifikant positive Effekte der allgemeinen Befürwortung von Umweltschutz und der positiven Bewertung eines Ökostrombezugs durch Gruppen im persönlichen Umfeld von Kunden auf deren Bereitschaft, Ökostrom nachzufragen, hin. Speziell bei Kunden mit einem jährlichen Stromverbrauch bis zu 3.000 kWh beeinflusst zudem die Preisgewichtung bei Energiebezugsentscheidungen und die Überzeugung, dass der eigene Stromversorger auch gesellschaftliches Engagement zeigt, deren Nachfragebereitschaft signifikant positiv. Die Absicht, Ökostrom nachzufragen, wird hingegen bei Privatkunden mit einem jährlichen Stromverbrauch von mindestens 3.900 kWh speziell durch die wahrgenommene Unterschiedlichkeit der Angebote von Energieversorgern beeinflusst. Aus den empirischen Erkenntnissen werden Anregungen für das Ökostrom-Marketing von Energieversorgern und die Kundenverhaltensforschung abgeleitet.

**Abstract**

The present study investigates impacts of attitudinal and perceptual characteristics of residential electricity consumers on their intention to use a green power tariff/supplier in the future. The work rests on a standardized telephone survey of 267 household electricity consumers of a German power supplier. Multivariate Partial Least Squares analysis indicates that, regardless of a person's level of actual power consumption in the recent past, the intention to use green electricity is significantly higher among customers who have a positive general attitude towards environmental protection measures and who report an endorsing valuation of green power by their close social contacts. In a subsample of participants with a low actual electricity consumption in the year preceding the survey the intention to use green energy is significantly positively affected by the weight an individual attaches to electricity prices in one's own supplier selection decisions and the person's belief that one's present power company takes over social responsibility. In contrast, in the subgroup of respondents with a high actual electricity consumption customers' intention to use green energy is significantly enhanced by the degree of perceived dissimilarity among power company offerings. The findings are used to derive suggestions for green energy marketing measures of power companies and future energy consumer research.



## 5.1 Einordnung und Anliegen der Untersuchung

Seit der Liberalisierung der Strom- und Gasmärkte stehen Energieversorgungsunternehmen (EVU) auch in Deutschland vor der Herausforderung, ihre Bestandskunden langfristig an sich zu binden bzw. neue Nachfrager zu gewinnen. Ein möglicher Ansatzpunkt ist das Angebot von Ökostromtarifen, d.h. der Absatz von Strom aus regenerativen Energiequellen (Wind, Photovoltaik, Sonne, Wasser, Biomasse, Geothermie), und gegebenenfalls die damit verbundene Zusage, dass ein Teil der durch spezielle Ökostromtarife erzielten Einnahmen für Investitionen in den Ausbau erneuerbarer Energien verwendet wird. Die ökonomischen Anreize, die durch die Politik mit dem Gesetz zum Vorrang erneuerbarer Energien<sup>1</sup> (EEG) gesetzt wurden, führten im Jahre 2008 bereits zu einem Anteil regenerativer Energien am gesamten Bruttostromverbrauch von 15,1%.<sup>2</sup> Aktuelle Befragungen bestätigen, dass auch die Bevölkerung in Deutschland den Ausbau erneuerbarer Energien als Element der Umweltschutzpolitik mit großer Mehrheit befürwortet.<sup>3</sup>

Für gezielte Marketingmaßnahmen von EVU reichen allgemeine Informationen zu positiven Einstellungen der Bevölkerung zu Umweltschutzthemen nicht aus. Vielmehr stellen sich hier spezifischer die Fragen, welche Determinanten die Nachfrage bei Ökostromtarifen beeinflussen und inwiefern sich diese kundensegmentspezifisch unterscheiden. Entsprechende Einsichten erleichtern den EVU die Entwicklung wirksamer Maßnahmen zur Steigerung der Nachfrage nach Ökostromtarifen sowie die Abgrenzung von Zielgruppen, die eine hohe Ökostromaffinität aufweisen und deshalb vorrangig mit Ökostromangeboten anzusprechen sind.

In der bisherigen betriebswirtschaftlichen Forschung sind empirische Studien, die auf der Ebene des einzelnen Privathaushalts, der über seinen Strombezug selbst befindet (z.B. Wahl/Wechsel von Stromanbietern oder Energiequellen), Einflussfaktoren der Entscheidung für oder gegen Ökostromangebote erkunden, bislang selten. Bestimmungsgrößen der Nachfragebereitschaft von erneuerbaren Energien wurden erst in vier Studien von Stromkunden in den USA<sup>4</sup>, in den Niederlanden<sup>5</sup>, in Schweden<sup>6</sup> und in Deutschland<sup>7</sup> untersucht. Aufgrund (1) nationaler Unterschiede in der Wahrnehmung der Bedeutung von Umweltschutzthemen für die Lebensqualität durch die Landesbevölkerung, (2) bezüglich der Verwendung regenerativer Energiequellen und (3) im Verlauf von Liberalisierungsprozessen auf Elektrizitätsmärkten können die bei Kunden im Ausland gewonnenen Erkenntnisse allerdings nicht unkritisch auf den deutschen Strommarkt übertragen werden.<sup>8</sup> Die Internet-Befragung deutschsprachiger Stromkunden von *Rommel/Meyerhoff* (2009) liefert erste Hinweise zur Beantwortung der o.a. Fragen. Die Studie lässt aber offen, von welchen Faktoren die Stärke der Nachfragebereit-

---

<sup>1</sup> Vgl. Deutscher Bundestag (2004), S. 1918-1930.

<sup>2</sup> Vgl. BMU (2009), S. 8, 16.

<sup>3</sup> Vgl. BMU (2008), S. 34; Christ/Bothe (2007), S. 22-24; Kuckartz/Rheingans-Heintze (2006), S. 2-4.

<sup>4</sup> Vgl. Clark/Kotchen/Moore (2003).

<sup>5</sup> Vgl. Arkesteijn/Oerlemans (2005).

<sup>6</sup> Vgl. Ek/Söderholm (2008).

<sup>7</sup> Vgl. Rommel/Meyerhoff (2009).

<sup>8</sup> Vgl. Joskow (2006), S. 20-24; Martinot (2006), S. 1-29; Haan/Kuckartz (1996), S. 62-69.

schaft von Ökostrom bei Haushalten abhängt, die bislang noch keine Energie aus regenerativen Quellen beziehen. Außerdem ist ihre Verallgemeinerbarkeit auf „durchschnittliche“ Stromkunden fraglich, da ein erheblicher Anteil der Befragten Mitglieder eines Umweltschutzverbandes sind und alle Teilnehmer von sich aus den Fragebogen im Internet ansteuerten und so als ökologisch hoch engagiert einzustufen sind.<sup>9</sup>

Erkenntnisse weiterer empirischen Untersuchungen zur Höhe und zu Determinanten der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom<sup>10</sup> lassen sich nur eingeschränkt auf die Bereitschaft zur Nachfrage nach Ökostrom übertragen, da letztere einen Wechselprozess zu einem Ökostromangebot des bisherigen oder eines neuen EVU voraussetzt, der in Zahlungsbereitschaftsstudien außer Acht gelassen wird. Schließlich wurde die Bereitstellung von Elektrizität aus erneuerbaren Energien bislang auch in der EVU-Kundenbindungs- und -wechselverhaltensforschung weder als Determinante des Wechsels zu einem veränderten Angebot noch als abhängiges Kriterium analysiert.

Angesichts der umrissenen Erkenntnislücken verfolgt die eigene Studie das Anliegen, in einer Stichprobe deutschsprachiger Privathaushalte kundenbezogene Einflussfaktoren der Nachfragebereitschaft von Ökostrom zu untersuchen. Aufbauend auf der Beschreibung der eigenen Erhebungsmethodik und Stichprobe (in *Kap. 2*) werden in *Kap. 3* mit Hilfe von multivariaten varianzbasierten Strukturgleichungsverfahren Einflussgrößen identifiziert und daraus Handlungsimplicationen für die Praxis abgeleitet. Der Aufsatz schließt in *Kap. 4* mit einem Fazit und zeigt Perspektiven für die weitere Kundenverhaltensforschung in der Energiewirtschaft auf.

## **5.2 Erhebungsmethodik und Stichprobe**

Zur Datengewinnung wurde eine telefonische Befragung von privaten Stromkunden eines deutschen EVU im ersten Halbjahr 2008 durchgeführt. Die Interviews basierten auf einem standardisierten Fragebogen mit überwiegend geschlossenen vorgegebenen Antwortoptionen, der einem Pretest unterzogen und auf Basis der gewonnenen Erkenntnisse hinsichtlich seiner Verständlichkeit und Überlappungsfreiheit optimiert worden war. Die Dauer eines Telefoninterviews belief sich zumeist auf 20 bis 25 Minuten. Als Interviewpartner wurden Personen berücksichtigt, die zum einen Kunden des kooperierenden EVU waren und zum anderen gemäß ihrer Selbsteinschätzung im eigenen Haushalt über maßgeblichen Einfluss auf Strombezugsentscheidungen verfügten. Auf diese Weise konnten 267 Personen bzw. Haushalte befragt werden. Neben den Befragungsdaten floss in die Analyse als ergänzende objektive Information die tatsächliche jährliche Stromverbrauchsmenge des jeweiligen Probanden ein, die der Stromversorger zur Verfügung gestellt hatte.

---

<sup>9</sup> Vgl. Rommel/Meyerhoff (2009), S. 78.

<sup>10</sup> Vgl. zu einer Bestandsaufnahme dieser Arbeiten Gerpott/Mahmudova (2009), S. 35-37.

Der Anteil weiblicher Befragter betrug in unserer Stichprobe 53,2% (s. *Tab. 1*). Rund 70,0% der Respondenten wiesen ein Alter zwischen 25 und 54 Jahren auf. Die Frage nach dem durchschnittlichen Haushaltsnettoeinkommen in 2007 wurde von 138 Teilnehmern beantwortet: 37,0% verfügten über ein mittleres Monatseinkommen von bis zu 2.000 EUR, 63,0% stand ein Einkommen von mehr als 2.000 EUR pro Monat zur Verfügung. Die Haushaltsgröße der Befragten variierte zwischen einer und sechs Personen bei einem Mittelwert (M) von 2,53 und einer Standardabweichung (S) von 1,21 Personen. Die Daten für den tatsächlichen Haushaltsstromverbrauch in 2007 lagen für 237 Probanden vor. 50,1% (49,9%) der befragten Haushalte hatten nach Angaben des Energieversorgers im Jahr 2007 einen Stromverbrauch von bis zu (über) 3.000 kWh.

Die eigene Stichprobe ist für die erwachsene Bevölkerung in Deutschland nicht repräsentativ, da einerseits nur Kunden eines regionalen Stromversorgers einbezogen wurden und andererseits Ergebnisse von *Chi-Quadrat*-Tests statistisch signifikante Unterschiede hinsichtlich der soziodemografischen Merkmale Alter, monatliches Haushaltsnettoeinkommen sowie Haushaltsgröße im Sample gegenüber der Gesamtbevölkerung ergaben. Personen, die mindestens 55 Jahre alt sind, ein niedriges Einkommen aufweisen und in einem Einpersonenhaushalt leben, sind in der analysierten Stichprobe relativ zur Grundgesamtheit zu selten vertreten. Trotz dieser Repräsentativitätsschwächen weist die eigene Stichprobe aber eine breite Streuung/Verteilung bezüglich der genannten soziodemografischen Variablen auf. Sie wirft deshalb relativ zu den bisherigen Untersuchungen geringere Generalisierungszweifel auf.<sup>11</sup> Folglich ist es vertretbar, bei hinlänglich vorsichtiger Interpretation, mit den erhobenen Daten zu arbeiten.

### 5.3 Empirische Befunde und Praxisimplikationen

Zur Identifikation von Einflussfaktoren der Nachfragebereitschaft von Privatkunden für Ökostrom wurde auf den varianzbasierte *Partial Least Squares* (PLS-)Strukturgleichungsansatz zurückgegriffen. Bei diesem Verfahren werden gleichzeitig und iterativ ein („äußeres“) Messmodell für die zu erfassenden Konstrukte und ein („inneres“) Strukturmodell zur Abbildung der Beziehungen zwischen unabhängigen und abhängigen Variablen so geschätzt, dass die durch die Modelle erklärte Varianz der abhängigen Kriterien maximiert wird. Die Vorteile des PLS-Ansatzes gegenüber in der energiewirtschaftlichen Kundenforschung beliebten varianzbasierten Strukturgleichungsverfahren (z.B. LISREL) liegen zum einen in geringeren Anforderungen an die Stichprobengröße sowie die Verteilungseigenschaften der Untersuchungsvariablen in der Grundgesamtheit und zum anderen in der Möglichkeit, gleichzeitig formative und reflektive Ansätze zur Messung nicht direkt beobachtbarer Konstrukte einzubeziehen. Bei *reflektiven* Messungen von Variablen wird unterstellt, dass ein latentes Konstrukt eine Ursache für beobachtbare Indikatorexpressionen darstellt und verschiedene Items darauf zielen,

---

<sup>11</sup> Vgl. etwa Rommel/Meyerhoff (2009); Christ/Bothe (2007).

Tab. 1: Stichprobenmerkmale

<b>I. Geschlecht</b> (n = 265) <sup>a</sup>		<b>IV. Haushaltgröße</b> (n = 250)	
	Anteil (%)		Anteil (%)
– Männlich	46,8	– 1 Person	20,8
– Weiblich	53,2	– 2 Personen	36,0
		– 3 Personen	19,6
		– 4 Personen	17,6
		– 5 Personen	4,8
		– 6 Personen	1,2
<b>II. Alter</b> (n = 266)		<b>V. Tatsächlicher Stromverbrauch im Jahr 2007</b> (n = 237)	
	Anteil (%)		Anteil (%)
– 18 bis 24 Jahre	4,1	– ≤ 1.000 kWh	12,2
– 25 bis 34 Jahre	21,4	– > 1.000 bis 2.000 kWh	16,0
– 35 bis 44 Jahre	27,1	– > 2.000 bis 3.000 kWh	21,9
– 45 bis 54 Jahre	21,4	– > 3.000 bis 4.000 kWh	16,5
– 55 bis 64 Jahre	14,7	– > 4.000 bis 5.000 kWh	12,3
– ≥ 65 Jahre	11,3	– > 5.000 kWh	21,1
<b>III. Monatliches Haushaltsnettoeinkommen im Jahresdurchschnitt 2007</b> (n = 138)			
	Anteil (%)		
– ≤ 1.000 EUR	5,8		
– > 1.000 bis 2.000 EUR	31,2		
– > 2.000 bis 3.000 EUR	37,0		
– > 3.000 EUR	26,0		

a) n = Anzahl der Respondenten mit vorliegenden Antworten.

das gleiche zugrunde liegende Phänomen zu messen. Bei *formativen* Messungen werden die einzelnen Items als Ursachen für die Ausprägungen des nicht beobachtbaren Konstruktes interpretiert, die jeweils einen eigenständigen Beitrag zur Erfassung verschiedener Facetten der zu betrachteten Größe leisten sollen.

Im Folgenden wird zunächst die Operationalisierung des abhängigen Kriteriums und dann die der unabhängigen Variablen beschrieben. Alle Indikatoren, mit Ausnahme der *Informiertheit über Ablauf/Folgen eines Stromanbieterwechsels* und der *realisierten Anbieterwechsel*, wurden über fünf-stufige Antwortoptionen im *Likert*-Format von „stimmt voll und ganz“ (kodiert als 5) bis „stimmt überhaupt nicht“ (kodiert als 1) erfasst. Die Items zur Messung der Untersuchungsvariablen wurden z.gr.T. der Literatur entnommen. Die im vorliegenden Datensatz mittels des von Chin erstellten Programms *PLS Graph 3.0* ermittelten Messmodelle für acht potenzielle Einflussfaktoren der Nachfragebereitschaft für Ökostrom sowie für das abhängige Kriterium erfüllen durchweg die Qualitätsanforderungen (z.B. Diskriminanzvalidität), welche

in der Methodenliteratur typischerweise angeführt werden.<sup>12</sup>

### 5.3.1 Messung der untersuchten Konstrukte

Die abhängige Zielvariable, nämlich die *Bereitschaft zur Nachfrage von Ökostrom* (BNÖ), wurde reflektiv über den Zustimmungsgrad zu vier Indikatoren von Informations- und Handlungsabsichten im Zusammenhang mit dem Bezug von Strom aus regenerativen Energiequellen gemessen. Der BNÖ-Mittelwert (M) belief sich auf 3,08 (S = 1,02), was einer mittelhohen Bereitschaft, Ökostrom nachzufragen, entspricht.

Gemäß der Theorie des geplanten Handels von Ajzen<sup>13</sup> werden Verhaltensabsichten wie die BNÖ von der Bewertung eines Ökostrombezugs durch soziale Bezugsgruppen eines Kunden beeinflusst. Eine durch diese Personen ausgesprochene Billigung des Ökostrombezugs, also eine *soziale Verhaltensverstärkung*, sollte die BNÖ positiv beeinflussen. Das Konstrukt wurde reflektiv mittels zwei Indikatoren zur Bewertung des Bezugs von Ökostrom durch wichtige Bezugsgruppen im unmittelbaren sozialen Umfeld gemessen. Der Mittelwert der sozialen Verhaltensverstärkung von 3,18 (S = 1,03) lässt erkennen, dass die Befragten im Durchschnitt *keine* starke positive Bewertung eines Ökostrombezugs durch Familienmitglieder/Freunde wahrnehmen.

Das Konstrukt *Einstellung zum Umweltschutz*, das auf die Bewertung der Notwendigkeit von Maßnahmen zum schonenden Umgang mit natürlichen Ressourcen und zur Vermeidung von Umweltbelastungen abstellt, wurde reflektiv über fünf Items gemessen. Der Mittelwert von 3,51 für dieses Konstrukt (S = 0,92) deutet auf eine insgesamt eher positive Einstellung der Befragten zum Umweltschutz hin. Diese Einstellung sollte auch zu einer höheren BNÖ beitragen.

Wahrnehmungen der *Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels* als potenzielle BNÖ-Determinante könnten von Bedeutung sein, weil der Bezug von Ökostrom mit der Umstellung auf einen anderen Tariftyp beim bisherigen Anbieter oder mit dem Abschluss eines neuen Stromvertrags bei einem anderen EVU einhergeht. Die wahrgenommene Höhe der monetären und nicht-monetären (zeitlichen, emotionalen und sozialen) Wechselkosten sollte die Absicht, Ökostrom zu beziehen, reduzieren. Das Wechselschwierigkeitskonstrukt wurde formativ über vier Indikatoren gemessen und weist in der Stichprobe einen Mittelwert von 2,69 (S = 0,96) auf. Demnach wird der Anbieterwechsel weder als sehr leicht noch als sehr schwierig eingestuft.

Die *Informiertheit über den Ablauf und die Folgen eines Stromanbieterwechsels* wurde formativ gemessen, indem über zwei Indikatoren Wissensaspekte bezüglich des Ablaufs von

---

<sup>12</sup> Zu einer zusammenfassenden Darstellung von Qualitätsanforderungen an formative oder reflektive Variablenmessungen s. etwa z.B. Huber et al. (2007), S. 34-42. Der Wortlaut der einzelnen Items zur Messung der Untersuchungsvariablen sowie die PLS-Messmodelle für die Variablen können beim Erstautor angefordert werden.

<sup>13</sup> Vgl. Ajzen (1991), S. 179-211.

Stromanbieterwechseln abgefragt wurden.<sup>14</sup> Nur 19,0% der Teilnehmer beantworteten beide Faktenfragen zum Wechselprozess falsch. 65,0% der Probanden beantworteten beide Fragen korrekt.

Eine weitere potenzielle Determinante des Nachfrageverhaltens privater Kunden im Kontext vertraglicher Geschäfte stellen die in der jüngeren Vergangenheit von Kunden gemachten Erfahrungen mit Anbieterwechseln bei kontinuierlich erbrachten Dienstleistungen wie Strom-, Bank- oder Telekommunikationsdiensten dar. *Realisierte Anbieterwechsel*, die sich nach vorliegenden konsumentenpsychologischen Erkenntnissen positiv auf die BNÖ auswirken sollten, wurden formativ über drei Items operationalisiert, die sich auf den Wechsel der Hausbank, des Mobilfunkbetreibers und des Stromanbieters bezogen. 63,9% der Befragten hatten keinen der drei Anbieter in den letzten 12 Monaten gewechselt. Der Mittelwert der Variablen von 0,17 ( $S = 0,27$ ) spricht für eine niedrige akute Wechselhäufigkeit bzw. geringe Wechselerfahrung in der Stichprobe.

Da Ökostrom bislang z.T. zu höheren Preisen als Strom aus konventionellen Energiequellen vermarktet wird,<sup>15</sup> stellt sich die Frage, welche relative Bedeutung die Kunden Preisen im Rahmen von individuellen Strombezugsentscheidungen beimessen. Diese *Preisgewichtung*<sup>16</sup> wurde reflektiv über zwei Indikatoren gemessen, welche die Wechselbereitschaft von Kunden bei einer unbegründeten Preiserhöhung<sup>17</sup> und die Suchbereitschaft nach günstigeren Stromtarifen trotz des damit verbundenen Aufwands zum Ausdruck bringen. Der Mittelwert dieser Variablen lag bei 3,36 ( $S = 1,06$ ), was bedeutet, dass der durchschnittliche Respondent Preisaspekten bei Strombezugsfragen ein erhebliches Gewicht einräumt.

Da der Bezug von Ökostrom zum einen beim derzeitigen bzw. konkurrierenden konventionellen EVU und zum anderen bei einem reinen Ökostromanbieter möglich ist, stellt sich die Frage, wie heterogen die Kunden diese Anbieter sowie deren Ökostromtarife wahrnehmen und wie sich dies auf ihre BNÖ auswirkt. Das Wahrnehmungskonstrukt der *Unterschiedlichkeit der Angebote von Stromversorgern* wurde reflektiv über zwei Indikatoren erfasst. Die Befragten nahmen im Durchschnitt Stromversorger als teilweise heterogen wahr ( $M = 3,12$ ;  $S = 1,06$ ).

Die betriebswirtschaftliche Kundenverhaltensforschung belegt, dass Kunden mit positiveren Einstellungen zu ihrem bisherigen Anbieter auch eher bereit sind, weitere Leistungen nachzu-

---

<sup>14</sup> Indikator 1: „Der Wechsel zu einem neuen Stromanbieter ist kostenpflichtig“. Indikator 2: „Der neue Stromanbieter kümmert sich um alle notwendigen Formalitäten“. Zu jeder Aussage wurden drei Antwortmöglichkeiten vorgegeben: „ja“ (zutreffend), „nein“ (nicht zutreffend) und „weiß nicht“. Die dritte Antwortkategorie wurde als nicht zutreffend interpretiert.

<sup>15</sup> Zur Quantifizierung von Preisabständen zwischen Strom aus regenerativen und herkömmlichen Quellen s. z.B. [www.verivox.de](http://www.verivox.de).

<sup>16</sup> Vgl. Diller (2008), S. 103.

<sup>17</sup> Eine Interpretation des Attributs „unbegründet“ wurde bewusst nicht vorgegeben, da es bei dem Konstrukt der Preisgewichtung auf die subjektive Kundensicht bezüglich der Nachvollziehbarkeit und Angemessenheit eines Preisanstiegs und *nicht* auf eine aus einer objektivierten betriebswirtschaftlichen Perspektive (z.B. durch gestiegene Produktionskosten) erklärbare Preiserhöhung ankommt.

fragen oder beim Wiederkauf Preiserhöhungen hinzunehmen.<sup>18</sup> Deshalb wurde die *Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung durch den eigenen Stromversorger* als Facette der Einstellungen von Probanden zum eigenen EVU anhand ihres Zustimmungsgrades zu folgender Aussage gemessen: „Mein aktueller Stromversorger unterstützt soziale und kulturelle Projekte in der Region“. Die Stichprobe weist eine nur mäßig positive Wahrnehmung des eigenen Stromanbieters im Hinblick auf dessen Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung auf ( $M = 3,30$ ;  $S = 0,99$ ).

### 5.3.2 Einflussfaktoren der Bereitschaft, Ökostrom nachzufragen

Zur empirischen Überprüfung der Stärke von Zusammenhängen zwischen den acht exogenen Variablen einerseits und der BNÖ von Privatkunden andererseits wurden PLS-Struktur-/Pfadkoeffizienten wiederum mittels *PLS-Graph 3.0* berechnet. *Tab. 2* berichtet die Ergebnisse für die Gesamtstichprobe sowie für zwei nach dem tatsächlichen Stromverbrauch im Jahr 2007 gebildeten Teilstichproben, nämlich den Wenig- und Vielverbrauchern. Als Wenigverbraucher wurden 119 Kunden eingeordnet, die im Jahr 2007 bis zu 3.000 kWh Strom nachgefragt hatten. In der Teilstichprobe der Vielverbraucher wurden 85 Kunden zusammengefasst, an die im Jahr 2007 mindestens 3.900 kWh abgesetzt worden war. In den drei analysierten (Teil-)Stichproben konnten jeweils mindestens 75,0% der beobachteten BNÖ-Varianz durch die acht unabhängigen Variablen erklärt werden (s.  $R^2$ -Wert in *Tab. 2*). Dieses Ergebnis lässt die Schlussfolgerung zu, dass wesentliche direkte Determinanten der BNÖ erfasst wurden.

Um Handlungsempfehlungen für eine erfolgreiche Vermarktung von Ökostrom ableiten zu können, sind im Weiteren die mittels „path-weighting schemes“<sup>19</sup> ermittelten und in *Tab. 2* ebenfalls berichteten Pfadkoeffizienten von Bedeutung. Die  $t$ -Werte in *Tab. 2* geben außerdem zu erkennen, inwieweit sich eine unabhängige Variable (z.B. soziale Verhaltensverstärkung) bei Wenig- und Vielverbrauchern ähnlich auf die BNÖ auswirkt. Je höher der  $t$ -Wert ausfällt, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Effekt einer unabhängigen Variablen sich zwischen den beiden Teilstichproben unterscheidet.

In der Gesamtstichprobe haben die Variablen *soziale Verhaltensverstärkung* und *Einstellung zum Umweltschutz* die stärksten positiven Einflüsse auf die BNÖ. Für EVU bedeuten diese Zusammenhänge, dass sie mit Kommunikationsmaßnahmen weiter oder verstärkt eine positive Einstellung zum Umweltschutz bei ihren Kunden entwickeln und positive Effekte von regenerativen Energien hinsichtlich der Vermeidung bzw. Verminderung von Umweltbelastungen in den Vordergrund stellen sollten. Der Einfluss der sozialen Verhaltensverstärkung auf die BNÖ variiert je nach Stromverbrauch des Haushaltes. So legen Vielverbraucher mehr Wert auf die Meinung des sozialen Umfeldes als Wenigverbraucher. Dementsprechend liegt

---

<sup>18</sup> S. zu einer entsprechenden Zusammenfassung des Forschungsstandes Gerpott (2009), S. 684-696.

<sup>19</sup> Chin (1998), S. 309.

Tab. 2: PLS-Pfadkoeffizienten in der Gesamtstichprobe und in zwei nach dem jährlichen Stromverbrauch gebildeten Teilstichproben

Wirkungspfad (Hypothese)	GSP <sup>a</sup> (n = 267)	Teilstichprobenanalyse <sup>b</sup>		
		WV (n = 119)	VV (n = 85)	t-Wert <sup>c</sup>
Soziale Verhaltensverstärkung → BNÖ (+) <sup>d</sup>	0,40***	0,28***	0,51***	2,47**
Einstellung zum Umweltschutz → BNÖ (+)	0,43***	0,37***	0,41***	0,35
Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels → BNÖ (–)	–0,13**	–0,16+	–0,12	0,31
Informiertheit über Ablauf/Folgen eines Stromanbieterwechsels → BNÖ (+)	–0,04	0,05	0,01	0,47
Realisierte Anbieterwechsel → BNÖ (+)	0,04	0,14**	0,10	0,90
Preisgewichtung → BNÖ (+)	0,13***	0,26**	–0,01	2,33**
Unterschiedlichkeit der Angebote von Stromversorgern → BNÖ (+)	0,05	–0,06	0,11+	2,18+
Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung durch eigenen Stromversorger → BNÖ (+)	0,05	0,20***	–0,10	3,70***
Erklärte BNÖ-Varianz (R <sup>2</sup> )	0,75	0,77	0,85	–

a) GSP = Gesamtstichprobe. Die Signifikanz der PLS-Pfadkoeffizienten wurde in der Gesamt- und in den Teilstichproben anhand von *t*-Werten, die mittels des Bootstrappingverfahrens gewonnen wurden (angenommene Fallzahl pro Teilstichprobe = 267; Zahl der Replikationsläufe = 100), überprüft. Vgl. Chin (1998), S. 320.

b) In diese Analysen wurden nur Respondenten mit einem jährlichen Stromverbrauch von höchstens 3.000 kWh (= Wenigverbraucher [WV]) und mit einer jährlichen Mindestnutzung von 3.900 kWh (= Vielverbraucher [VV]) einbezogen.

c) *t*-Test auf Signifikanz der Unterschiedlichkeit eines Pfadkoeffizienten in den beiden Teilstichproben.

d) In runden Klammern ist die Richtung des erwarteten (positiven oder negativen) Zusammenhangs angegeben.

+  $p \leq 0,10$  \*  $p \leq 0,05$  \*\*  $p \leq 0,01$  \*\*\*  $p \leq 0,001$  (zweiseitig).

es für EVU nahe, Konzepte zu entwickeln, wie gezielt bei Vielverbrauchern auch deren soziales Umfeld angesprochen werden kann, um dort die gesamtgesellschaftlichen Vorteile eines Ökostrombezugs zu vermitteln.

Die *wahrgenommene Schwierigkeit des Stromanbieterwechsels* weist in der Gesamtstichprobe einen statistisch signifikant negativen Einfluss auf die BNÖ auf, der aber im Vergleich zu den Effekten der sozialen Verhaltensverstärkung und der Einstellung zum Umweltschutz weniger deutlich schwächer ausfällt. Dieses Analyseergebnis spricht *nicht* dafür, dass etablierte EVU mit einfachen Wechselprozessen die BNÖ steigern sollten, da die Wechselprozessgestaltung eben *kein* Haupttreiber der BNÖ ist. Für neu in einen (regionalen) Strommarkt eintretende Herausforderer können hingegen die kundenfreundliche Gestaltung von Wechselprozessen und das aktive Werben mit solchen Abläufen Ansatzpunkte sein, um nicht nur Neukunden zu gewinnen, sondern sie auch gleich beim ersten Vertragsabschluss zum Bezug von Ökostrom zu motivieren.

Hingegen waren die PLS-Pfadkoeffizienten für das Konstrukt *Informiertheit über Ablauf/Folgen eines Stromanbieterwechsels* in sämtlichen Analysen statistisch nicht signifikant. Die Verbraucher scheinen demnach diesbezüglich bereits korrekt informiert zu sein, so dass weitere Informationsmaßnahmen nicht mehr zur Steigerung der BNÖ beitragen.



Die Konstrukte *realisierte Anbieterwechsel* und *Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung durch eigenen Stromversorger* waren nur in der Teilstichprobe der Verbraucher mit einem Stromverbrauch von bis zu 3.000 kWh signifikant mit der BNÖ korreliert. Demnach sollten EVU vor allem bei Kunden mit unterdurchschnittlichem Stromverbrauch, die bereits Anbieterwechsel bei anderen Vertragsgeschäften vollzogen haben, über Ökostromangebote informieren. Ebenso sollten sie gegenüber Wenigverbrauchern (bei vorliegend entsprechender Fakten) betonen, dass sie Ökostromangebote als einen Baustein einer „social responsibility“ Strategie begreifen, die auch lokales gesellschaftsförderndes Engagement beinhaltet.

Für die Gesamtstichprobe und die Teilstichprobe der Wenigverbraucher konnte ein statistisch signifikanter Einfluss der *Preisgewichtung* nachgewiesen werden. Entgegen den Erkenntnissen der betriebswirtschaftlichen Forschung und Praxis, in der von einem negativen Einfluss der Preisgewichtung auf die Nachfragebereitschaft/-verhalten ausgegangen wird, geht in der eigenen Studie eine hohe Gewichtung des Preises bei Strombezugsentscheidungen mit einer stärkeren BNÖ einher. Dies bedeutet, dass potenzielle Nachfrager von Ökostrom auch überdurchschnittlich preisbewusst sind, so dass insbesondere bei Wenigverbrauchern Preisaufschläge für Ökostrom entweder gering gehalten oder sehr überzeugend zu begründen sind, um die BNÖ nicht zu reduzieren.

Die wahrgenommene *Unterschiedlichkeit der Angebote von Stromversorgern* beeinflusst die Nachfragebereitschaft von Vielverbrauchern schwach signifikant. In der Gesamtstichprobe und Teilstichprobe der Wenigverbraucher wurden hingegen keine entsprechenden Assoziationen beobachtet. Eine deutliche Differenzierung gegenüber anderen EVU sollte deshalb von einem Ökostromvermarkter im Endkundengeschäft *nicht* mit erster Priorität angestrebt werden, wenn es um die BNÖ geht.

#### **5.4 Fazit und Perspektiven**

Anliegen der eigenen Arbeit war, Einflussfaktoren der BNÖ bei Privatkunden in Deutschland zu erkunden, sowie zu eruieren, inwieweit sich diese Faktoren zwischen Wenig- und Vielverbrauchern von Strom unterscheiden. Auf Grundlage eines nicht repräsentativen Samples von 267 Privatkunden eines deutschen Energieversorgers wurden acht potenzielle BNÖ-Determinanten mittels des PLS-Verfahrens analysiert. Die Ergebnisse der Untersuchung bestätigten die Relevanz der positiven Einstellung zum Umweltschutz sowie der wahrgenommenen Unterstützung des sozialen Umfeldes für die beabsichtigte Nachfrage von Ökostrom. Der Nutzen von EVU-Anstrengungen zur Beeinflussung der wahrgenommenen Schwierigkeit des Stromanbieterwechsels ist trotz des beobachteten signifikanten negativen Effekts weniger eindeutig, da er im Vergleich zu den oben genannten Determinanten deutlich schwächer ist und in der Gruppe der Vielverbraucher nicht zu beobachten war. Aktuelle Wechselerfahrungen auf den Märkten für Vertragsdienstleistungen und ein positives Image der eigenen EVU im Hinblick auf die Übernahme gesellschaftlicher Verantwortung gehen bei Wenigverbrauchern mit höhe-

rer BNÖ einher. Bei Wenigverbrauchern dürften höhere Ökostrompreisaufschläge sich stärker negativ auf die BNÖ auswirken als bei Vielverbrauchern.

Die eigene Studie wollte und konnte nur einen ersten Beitrag zur Erkundung von individuellen Einflussfaktoren auf die BNÖ leisten, der weitere Untersuchungen zur Überprüfung und zum Ausbau der vorgelegten Befunde anregt. Solche Arbeiten haben nicht nur die Repräsentativitätsbeschränkungen unserer Stichprobe zu überwinden. Sie sollten auch hinsichtlich des *abhängigen* Kriteriums durch die Erfassung des tatsächlichen Nachfrageverhaltens für Ökostrom ergänzt werden, da in der empirischen betriebswirtschaftlichen Forschung der Grad der Kongruenz von reaktiven Verhaltensabsichtsäußerungen (in hypothetischen Situationen) und tatsächlichem Verhalten bei Unternehmenskunden sowie -mitarbeitern seit langem strittig ist.<sup>20</sup> Bezüglich der *unabhängigen* Variablen hat sich die vorliegende Studie auf individuelle Einstellungs- und Wahrnehmungskonstrukte sowie objektive haushaltsbezogene Merkmale auf der Nachfragerseite beschränkt. Zukünftige Arbeiten sollten (objektiv ermittelbare) Charakteristika auf der Anbieter-/Angebotsseite von Strommärkten wie die Höhe des Ökostromanteils, die Art der eingesetzten regenerativen Energiequellen (z.B. Sonnen- oder Windenergie), die Vergabe von Zertifikaten/Labels an EVU durch unabhängige Dritte bezüglich der Stromeinspeisung aus regenerativen Energiequellen, die Art der bei Mischstromangeboten eingesetzten herkömmlichen Energieträger (z.B. Atomspaltung oder Gas) oder die Wettbewerbsintensität am Haushaltswohnort als potenzielle Determinanten der Nachfragebereitschaft nach Ökostrom betrachten.

## Literatur

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. In: *Organizational Behavior & Human Decision Processes*, 50: 179-211.
- Arkesteijn, K./Oerlemans, L. (2005). The early adoption of green power by Dutch households. An empirical exploration of factors influencing the early adoption of green electricity for domestic purposes. In: *Energy Policy*, 33: 183-196.
- Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (2008). Umweltbewusstsein in Deutschland 2008. URL: <http://bmu.de/umweltinformation/downloads/doc/42750.php>, Abruf am 07.10.2009.
- Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (2009). Erneuerbare Energien in Zahlen nationale und internationale Entwicklung. URL: <http://www.erneuerbare-energien.de/inhalt/43815/5466/>, Abruf am 13.10.2009.
- Chandon, P./Morwitz, V.G/Reinartz, W.J. (2005). Do intentions really predict behavior? Self-generated validity effects in survey research. In: *Journal of Marketing*, 69(2): 1-14.
- Chin, W.W. (1998). The Partial Least Squares Approach for Structural Equation Modeling. In: Marcoulides, G.A. (Hrsg.): *Modern Methods for Business Research*, Mahwah: 295-336.
- Christ, S./Bothe, D. (2007). Bestimmung der Zahlungsbereitschaft für erneuerbare Energien mit Hilfe der Kontingenten Bewertungsmethode. Energiewirtschaftliches Institut an der Universität zu Köln (EWI), Working Paper Nr. 07/1. URL: <http://www.ewi.uni-koeln.de/fileadmin/user/WPs/ewiwp0701.pdf>, Abruf am 07.10.2009.

---

<sup>20</sup> Vgl. z.B. Diller (2008), S. 183f.; Chandon et al. (2005), S. 1-4 u. 10-12.

- Clark, C.F./Kotchen, M.J./Moore, M.R. (2003). Internal and external influences on pro-environmental behavior: Participation in a green electricity program. In: *Journal of Environmental Psychology*, 23: 237-246.
- Deutscher Bundestag (2004). Gesetz zur Neuregelung des Rechts der erneuerbaren Energien im Strombereich. In: *Bundesgesetzblatt*, Jg. 2004, Teil I Nr. 40, ausgegeben zu Bonn am 31. Juli 2004: 1918-1930.
- Diller, H. (2008). *Preispolitik*, 4. Aufl. Stuttgart: Kohlhammer.
- Ek, K./Söderholm, P. (2008). Norms and economic motivation in the Swedish green electricity market. In: *Ecological Economics*, 68: 169-182.
- Gerpott, T.J. (2009). Einflüsse anbieterbezogener Einstellungen von Privatkunden auf deren Preisbereitschaft. In: *Die Betriebswirtschaft*, 69: 679-700.
- Gerpott, T.J./Mahmudova, I. (2009). Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom. In: *Zeitschrift für Umweltpolitik & Umweltrecht*, 32: 33-65.
- Haan, G./Kuckartz, U. (1996). *Umweltbewußtsein*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Huber, F./Herrmann, A./Meyer, F./Vogel, J./Volhardt, K. (2007). *Kausalmodellierung mit Partial Least Squares*. Wiesbaden: Gabler.
- Joskow, P.L. (2006). Markets for power in the United States: An interim assessment. In: *Energy Journal*, 27: 1-36.
- Kuckartz, U./Rheingans-Heintze, A. (2006). *Trends im Umweltbewusstsein*. Wiesbaden: VS Verlag.
- Martinot, E. (2006). *Globaler Statusbericht. Untersuchung im Auftrag des Renewable Energy Policy Network for the 21<sup>st</sup> Century (REN21)*. URL: [http://www.ren21.net/pdf/RE\\_GSR\\_2006\\_Update\\_DE.pdf](http://www.ren21.net/pdf/RE_GSR_2006_Update_DE.pdf), Abruf am 07.10.2009.
- Rommel, K./Meyerhoff, J. (2009). Empirische Analyse des Wechselverhaltens von Stromkunden. Was hält Stromkunden davon ab, zu Ökostromanbietern zu wechseln? In: *Zeitschrift für Energiewirtschaft*, 33: 74-82.

**6. Torsten J. Gerpott/Ilaha Mahmudova (2009c): Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom – Eine empirische Untersuchung privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für Umweltpolitik & Umweltrecht, 32: 33-65.**

**Zusammenfassung**

Dieser Beitrag entwickelt Hypothesen zum Einfluss von psychologischen Einstellungs- und Wahrnehmungsvariablen sowie von soziodemographischen Merkmalen privater Stromkunden/Haushalte auf deren Bereitschaft, für den Bezug von Strom aus regenerativen Energien einen Zuschlag auf die Preise zu zahlen, die für herkömmlich erzeugten Strom gelten. Die Hypothesen werden empirisch anhand von Daten überprüft, die in einer standardisierten telefonischen Befragung bei 238 Privatkunden von Stromunternehmen in Deutschland gewonnen wurden. 53,4% der Teilnehmer erklären sich bereit, einen Preisaufschlag für Ökostrom zu zahlen. Bei 26,1% erreicht die Preistoleranz einen Mehrzahlungsbetrag von 5% oder 10% der eigenen derzeitigen Stromrechnung. Logistische und ordinale Regressionsanalysen sprechen dafür, dass die Preistoleranz für Ökostrom besonders stark von Einstellungen zum Umweltschutz und eigenen Stromanbieter, Wahrnehmungen der Bewertung eines Ökostrombezugs durch Gruppen im persönlichen Umfeld, der Haushaltsgröße und der derzeitigen Stromrechnungshöhe beeinflusst wird. Aus den Befunden werden Anregungen für energiebezogene Informationsaktivitäten staatlicher Institutionen, das Marketing von Stromunternehmen und die betriebswirtschaftliche Forschung abgeleitet.

**Summary**

This article develops hypotheses on the effects of various attitudinal and perceptual variables and socio-demographic characteristics of residential electricity customers on an individual's willingness to pay a markup for electricity generated from renewable energy sources compared the price due for electricity from conventional sources. The hypotheses are tested with data from a standardized telephone survey of 238 household electricity consumers in Germany. 53.4% of the participants are willing to pay a markup for green electricity. 26.1% report a price tolerance, which amounts to a 5% or 10% increase of their current electricity bill. Logistic and ordinal regression analyses indicate that the price tolerance for green electricity is particularly influenced by (1) individual attitudes towards environmental issues and towards one's current power supplier, (2) individual perceptions of the evaluation of green energy by other social reference groups, (3) household size and (4) electricity bill level. The findings are used to derive suggestions for energy related information activities of public institutions, marketing approaches of electricity companies and future consumer research topics linked to green energy supply and demand.

## 6.1 Untersuchungseinordnung und -ziel

Der verantwortungsbewusste Umgang mit natürlichen Ressourcen wie Luft, Wasser, Tier- und Pflanzenwelt oder Bodenschätzen ist seit mehr als 25 Jahren ein Themenkomplex, dem in Medien und Politik große Aufmerksamkeit zuteil wird. In der jüngeren Vergangenheit hat die Ökologiediskussion an öffentlicher Prominenz noch durch Debatten zur Existenz und zu potenziellen Konsequenzen eines globalen Klimawandels gewonnen. Ein Ansatzpunkt zur Beeinflussung der Klimaentwicklung ist die Erzeugung von Strom aus regenerativen Energiequellen (Wind, Sonne, Wasser, Biomasse, Geothermie). In Deutschland wurden durch das Gesetz zum Vorrang erneuerbarer Energien (EEG) (vgl. *Deutscher Bundestag*, 2004) bereits ab dem Jahr 2000 die ökonomischen Anreize zur Erzeugung von Strom aus erneuerbaren Energien (= „Ökostrom“, s. *Menges et al.*, 2004a, S. 247) verstärkt. Nicht zuletzt aufgrund dieser politischen Intervention stieg der Anteil der erneuerbaren Energien an der Stromversorgung in Deutschland von 7,9% im Jahr 2003 (vgl. *BMU*, 2008a, S. 13) auf 14,2% im Jahr 2007 und übertraf damit bereits das EEG-Ausbauziel von 12,5% für das Jahr 2010 (vgl. *BMU*, 2008b, S. 9). Aktuelle Befragungsstudien sprechen dafür, dass auch die Bevölkerung in Deutschland den Ausbau regenerativer Energien als Element einer Umweltschutzpolitik mit großer Mehrheit befürwortet (vgl. *Kuckartz/Rheingans-Heintze*, 2006, S. 2-4; *Christ/Bothe*, 2007, S. 22-24).

Die Bewertung einer Versorgung mit erneuerbaren Energiequellen durch private Haushalte hat auch für das Marketing von Energieversorgungsunternehmen (EVU) unmittelbare betriebswirtschaftliche Relevanz. Hier „stellt sich .. die grundsätzliche Frage, ob das Konzept einer Direktvermarktung von Ökostrom eine hinreichend große Anzahl von Konsumenten anspricht“ (*Menges et al.*, 2004a, S. 248). Dabei ist zu beachten, dass die Stromerzeugung aus erneuerbaren Energien im Durchschnitt heute (noch) höhere Kosten verursacht als die Produktion mittels herkömmlicher Anlagen (s. *Christ/Bothe*, 2007, S. 6). EVU haben ein Interesse daran, diese Mehrkosten an Kunden über Preisauflschläge für Ökostrom weiterzugeben. Die Weitergabe können EVU so gestalten, dass sie Privatkunden explizit kommunizieren, dass dafür, dass ein definierter Anteil ihres Stroms (z.B. 20%) aus regenerativen Energien stammt, ein Preis angesetzt wird, der um einen transparent gemachten (absoluten oder relativen) Betrag die Entgelthöhe für „herkömmlichen“ Strom übersteigt. Die Effekte eines solchen Vorgehens auf den Erfolg eines EVU im Privatkundenmarkt hängen wesentlich davon ab, inwieweit die eigenen Kunden sich nicht nur in unverbindlicher Weise positiv zu Ökostrom äußern, sondern auch willens sind, dafür höhere Preise/Preisauflschläge zu entrichten. Diese „grundsätzliche Absicht, in einer künftigen Kaufsituation höchstens einen bestimmten [absoluten] Preis für eine bestimmte Leistung zu akzeptieren“ (*Diller*, 2008, S. 155) wird in der betriebswirtschaftlichen Literatur allgemein auch als *Zahlungsbereitschaft* (synonym: Preisbereitschaft, Reservations-, Maximal- oder Höchstpreis) bezeichnet. Eine Variante der Zahlungsbereitschaft, die für die Preisgestaltung von Ökostrom spezielle Relevanz hat, ist die *Preistoleranz*. Sie ist definiert als die Differenz zwischen dem aktuellen Preis (z.B. Marktpreis für

Strom aus herkömmlicher Erzeugung) und dem erhöhten Preis einer Leistung(svariante), die ein Nachfrager maximal hinnimmt, ohne zu einem Konkurrenzangebot zu wechseln oder ganz auf den Leistungsbezug zu verzichten (s. *Wricke*, 2000, S. 6; *Stock*, 2003, S. 335).

Für die Ausrichtung des Marketing von EVU reicht es nicht aus, über fundierte Anhaltspunkte zur Höhe der Preistoleranz von Privatkunden für Ökostrom zu verfügen. Zusätzlich erforderlich ist ein Verständnis der personenbezogenen Merkmale, welche diese Zahlungsbereitschaft beeinflussen. Entsprechende Einsichten erleichtern die Entwicklung wirksamer Maßnahmen zur Steigerung der Preistoleranz sowie zur Abgrenzung von Zielgruppen, die eine hohe Zahlungsbereitschaft aufweisen und deshalb mit Priorität mit einem „wertvolleren“ Ökostromangebot anzusprechen sind.

Die Zahlungsbereitschaft und die Preistoleranz für Ökostrom lassen sich letztlich ebenso wie die Einflüsse von Kundenmerkmalen auf diese Variablen nur empirisch ermitteln. Ziel der eigenen Untersuchung ist deshalb, die empirische Erkundung des Einflusses von personenbezogenen psychologischen und soziodemographischen Merkmalen von privaten Stromkunden auf deren (geäußerte) Preistoleranz für Ökostrom.

Hierzu wird in *Kap. 2* die betriebswirtschaftliche und wirtschaftspsychologische Literatur zur Erklärung des Verhaltens von Privatkunden bei der Nachfrage von Strom aus erneuerbaren Energien aufgearbeitet, um sieben Hypothesen für die eigene empirische Analyse zu entwickeln. *Kap. 3* beschreibt die Stichprobe (238 telefonisch befragte Privatkunden von Stromunternehmen in Deutschland) und die Operationalisierung der betrachteten Variablen. Die Ergebnisse der empirischen Hypothesenprüfungen werden in *Kap. 4* vorgestellt. Der Beitrag endet in *Kap. 5* mit Anregungen für energiebezogene Informationsaktivitäten staatlicher Institutionen, das Marketing von EVU und die wirtschaftswissenschaftliche Umweltforschung.

## **6.2 Aufarbeitung des Forschungsstandes und Untersuchungshypothesen**

### **6.2.1 Defizitanalyse zur Ausrichtung der eigenen Untersuchungsanlage**

Betriebswirtschaftliche und konsumentenpsychologische Aspekte regenerativer Energien haben seit etwa 10 Jahren nicht nur in Politik und Publikumspresse, sondern auch in den Sozialwissenschaften große Beachtung gefunden. Obwohl bereits etliche empirische Studien zur Zahlungsbereitschaft für Ökostrom in den letzten Jahren publiziert wurden, besteht weiterer Forschungsbedarf, da die bisherigen Arbeiten in vier Bereichen etliche Verbesserungspotenziale erkennen lassen:

1. Die Erhebungen konzentrieren sich überwiegend auf private Nutzer von Strom in den angelsächsischen Staaten USA (vgl. *Byrnes et al.*, 1999; *Farhar/Coburn*, 1999; *Bang et al.*, 2000; *Roe et al.*, 2001; *Clark et al.*, 2003; *Zarnikau*, 2003; *Wiser*, 2007; *Borchers et al.*, 2007; *Kotchen/Moore*, 2007; *Whitehead/Cherry*, 2007), Großbritannien (vgl. *Batley et al.*, 2000 u. 2001; *Curry et al.*, 2005; *Diaz-Rainey/Ashton*, 2007), Kanada (vgl. *Rowlands et al.*, 2002 u. 2003) und Australien (vgl. *Ivanova*, 2005). Zu den wenigen Ländern außer-

halb des angelsächsischen Kulturraums, in denen entsprechende Untersuchungen vorgenommen wurden, gehören Schweden (vgl. *Hansla et al.*, 2008) und Japan (vgl. *Nomura/Akai*, 2004). Für Privatkunden in Deutschland liegen nach unserem Wissensstand erst drei Erhebungen vor (s. *Menges et al.*, 2004a u. 2004b; *Gossling et al.*, 2005; *Christ/Bothe*, 2007). Aufgrund nationaler Unterschiede in der Wahrnehmung der Bedeutung von Umweltschutzthemen für die individuelle/gesellschaftliche Lebensqualität durch die Landesbevölkerung allgemein und bezüglich der Verwendung regenerativer Energien sowie des Verlaufs der Öffnung von Strommärkten für Wettbewerb im Besonderen (s. *Haan/Kuckartz*, 1996, S. 62-69; *Kinnunen*, 2004, S. 253-276; *Riechmann*, 2004, S. 157-168; *Joskow*, 2006, S. 20-24; *Martinot*, 2006, S. 1-29) darf nicht ohne empirische Prüfung davon ausgegangen werden, dass bei angelsächsischen Kunden oder bei Haushalten in anderen Ländern gewonnene Erkenntnisse uneingeschränkt auf Deutschland übertragbar sind.

2. Die Untersuchungen beruhen häufig auf Befragungen von Studenten oder Personen, die überdurchschnittliches Interesse an Umwelt-/Energiethemata aufweisen (vgl. *Byrnes et al.*, 1999; *Batley et al.*, 2000 u. 2001; *Rowlands et al.*, 2002 u. 2003). Diese Beschränkung gilt insbesondere für die o.a. drei Ökostromstudien, die in Deutschland durchgeführt wurden. Damit bleibt offen, inwieweit bisherige Befunde zur Erklärung der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom (in Deutschland) auf Bevölkerungsgruppen übertragbar sind, die nicht studieren und die nicht als „Umweltaktivisten“ klassifiziert werden können.
3. Die meisten Arbeiten erheben Zahlungsbereitschaften, indem sie nach dem (absoluten) Preis pro kWh Strom oder den monatlichen Stromrechnungsbetrag für ein – durch einen bestimmten Anteil von erneuerbaren Energien (z.B. 20%) gekennzeichnetes – Versorgungsszenario fragen, der von den Probanden als (gerade) noch akzeptabel bezeichnet wird. Diese Art der Messung stellt erhebliche Anforderungen an das Preiswissen für Strom, wenn realitätsferne, beliebige Aussagen vermieden werden sollen. Empirische Befunde deuten aber einhellig darauf hin, dass der Bezug von Strom für den Bevölkerungsdurchschnitt eine „low involvement“ Transaktion darstellt und deshalb kaum Wissen über die eigene Stromverbrauchsmenge oder die Höhe der eigenen Stromrechnung vorhanden ist (s. *Bakay/Rennhak*, 2004, S. 3; *Gossling et al.*, 2005, S. 76; *Christ/Bothe*, 2007, S. 21). Damit sehen sich auch die gängigen Operationalisierungen von Zahlungsbereitschaften für Ökostrom, die nach absoluten maximalen Geldbeträgen fragen, erheblichen Validitätszweifeln ausgesetzt. Aus diesen Zweifeln ergeben sich zwei Schlussfolgerungen. Erstens ist es für die Leistung Ökostrom dem typischen Wissensstand privater Kunden angemessen(er), Zahlungsbereitschaft weniger (schein)genau nur als Zahlungswilligkeit relativ zu einem Referenzaufwandsniveau, das durch die aktuelle Höhe der eigenen Stromrechnung umrissen wird, zu erfassen. Zweitens kann eine Beschränkung von Zahlungsbereitschaftsanalysen auf Personen in Betracht gezogen werden, die in der Lage sind, Auskunft zur Höhe ihrer Stromrechnung zu machen.

4. Als mögliche Bestimmungsfaktoren der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom wurden bislang primär soziodemographische Merkmale wie Alter, Geschlecht oder verfügbares Budget und nur vereinzelt psychologische Variablen wie Einstellungen zum Umweltschutz oder zur Liberalisierung von Energiemärkten berücksichtigt (s. etwa *Bang et al.*, 2000; *Zarnikau*, 2003; *Nomura/Akai*, 2004; *Ivanova*, 2005; *Borchers et al.*, 2007; *Hansla et al.*, 2008). Hierbei wurden konsumentenpsychologische Konstrukte in den Studien, die private Stromkunden in Deutschland betrachten, durchweg anspruchlos über 1-Item-Maße operationalisiert (s. *Menges et al.*, 2004b, S. 100; *Christ/Bothe*, 2007, S. 31), die in der Methodenliteratur als zur Erfassung komplexer Konstrukte wenig geeignet abgelehnt werden (s. *Homburg*, 2007, S. 39-42). Außerdem wurden typischerweise kaum mehr als 3-5 potenzielle Einflussfaktoren simultan berücksichtigt.

Angesichts dieser vier Defizitbereiche wird die eigene empirische Untersuchung auf eine Stichprobe privater Stromkunden in Deutschland ausgerichtet, die alters- und bildungsbezogen breiter angelegt sein soll als eine (mit vergleichsweise geringem Aufwand zu bewerkstellende) Studentenbefragung und die Variablen, denen konzeptionell begründet der Status von abhängigen/zu erklärenden und unabhängigen/erklärenden Größen zugeordnet wird, in inhaltlich weiter gesteckter sowie methodisch weniger problematischer Weise erfasst als es in der früheren Forschung zumeist der Fall ist.

## **6.2.2 Ableitung von Hypothesen für die eigene Untersuchung**

Die in der Literatur analysierten Einflussfaktoren der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom lassen sich in *psychologische Konstrukte* und *soziodemographische Variablen* gliedern.

### **Psychologische Konstrukte**

Bei den psychologischen Konstrukten stehen gegenstandsbezogene *Einstellungen* i.S. „einer gelernten und relativ dauerhaften Bereitschaft, in einer entsprechenden Situation gegenüber dem betreffenden Objekt regelmäßig mehr oder weniger stark positiv zu reagieren“ (*Trommsdorff*, 2004, S. 159) im Vordergrund. Mit Blick auf Einstellungen wird allgemein argumentiert, dass sie Wirkungen auf die Wahrscheinlichkeit einer Verhaltensabsicht haben; zugleich wird aber darauf hingewiesen, dass Abweichungen zwischen Einstellungen, Verhaltensintentionen und Verhalten in der empirischen Forschung deshalb häufig zu erwarten sind, weil Situationsvariablen (z.B. Wahrnehmungen von Verhaltensregeln/Normen, Finanzmittelbeschränkungen) als zusätzliche Verhaltens(absichts)determinanten ins Spiel kommen und weil das Einstellungsobjekt nicht kongruent mit dem betrachteten Verhaltens(absichts)ausschnitt operationalisiert wird (s. *Trommsdorff*, 2004, S. 160-167 u. 202-206 zu einer Zusammenfassung des Forschungsstandes sowie als Primärquelle *Ajzen*, 1991). Speziell im Zusammenhang mit der als Verhaltensabsicht interpretierbaren Bereitschaft, für Ökostrom einen Preisaufschlag zu zahlen (s. *Liebe*, 2007, S. 68; *Hansla et al.*, 2008, S. 769), werden im Schrifttum Einstellungen zu zwei „Objekten“ betrachtet.



Erstens werden inhaltlich breit angelegte *Einstellungen zum Umweltschutz*, die auch verkürzend als „Umweltbewußtsein“ bezeichnet werden (s. *Stone et al.*, 1995, S. 595-597; *Haan/Kuckartz*, 1996, S. 36f.; *Meffert/Bruhn*, 1996, S. 635; *Bruhn/Meffert*, 2006, S. 12), als Zahlungsbereitschaftsdeterminante untersucht. Die empirische Befundlage spricht hier eindeutig dafür, dass eine positivere Einstellung zum Umweltschutz signifikant zu einer höheren Preistoleranz für regenerative Energiequellen beiträgt (s. etwa *Bang et al.*, 2000, S. 454 u. 463; *Rowlands et al.*, 2003, S. 40-44; *Arkesteijn/Oerlemans*, 2005, S. 87-194; *Ivanova*, 2005, S. 95; *Christ/Bothe*, 2007, S. 31; *Hansla et al.*, 2008, S. 771f.). Entsprechend formulieren wir als Hypothese  $H_1$ :

$H_1$ : Je positiver die Einstellung zum Umweltschutz generell bei einem privaten Stromkunden ausfällt, desto höher ist der von ihm gerade noch akzeptierte Preisaufschlag für Ökostrom.

Zweitens werden *Einstellungen zu dem Unternehmen* diskutiert, welches Endkunden Strom aus herkömmlichen und regenerativen Energiequellen liefert. Hier wird in der betriebswirtschaftlichen Forschung branchen- und leistungsunabhängig unter Rückgriff auf die Transaktionskosten-, Prospect-, Gerechtigkeits- und Austauschtheorien argumentiert, dass die Bewertung eines Unternehmens, die ein Kunde auf Basis der Gesamtheit seiner Transaktionserfahrungen mit ihm vornimmt und die über *Kundenzufriedenheitsäußerungen* erhoben werden kann, sich signifikant auf die Preisbereitschaft/-toleranz des Kunden für einzelne Leistungen des evaluierten Unternehmens auswirkt (s. *Stock*, 2003, S. 334-336; *Homburg et al.*, 2005, S. 85-87; *Koschate*, 2006, S. 104-113). In Studien, die sich speziell mit Preisverhaltensaspekten bei Ökostrom befassen, wird in leichter Abweichung von der allgemeinen betriebswirtschaftlichen Forschung mehr auf das Vertrauen von Kunden in den und weniger auf deren Zufriedenheit mit dem eigenen Stromlieferanten abgehoben. Mit *Kundenvertrauen* ist dabei die Überzeugung von Kunden gemeint, dass der eigene Stromlieferant sich bei der Nutzung von regenerativen Energien und bei deren Preisbildung nicht einseitig eigennützig verhält bzw. seine Kunden übervorteilt (vgl. *Diller*, 2008, S. 163). Grund für diese graduelle Akzentverschiebung ist, dass Kunden die Erzeugungsquellen/„Umweltqualität“ des von ihrem Energielieferanten bereitgestellten Stroms kaum überprüfen können und deshalb den entsprechenden Angaben ihres Lieferanten zu vertrauen haben (s. generell zur Bedeutung von Kundenvertrauen in Unternehmen für das Kaufverhalten bei „Ökoleistungen“ *Kaas*, 1993, S. 32f.; *Bech-Larsen/Grunert*, 2001, S. 188; *Menges et al.*, 2004a, S. 248; *Gossling et al.*, 2005, S. 77). Die Einstellung zum eigenen Stromanbieter wurde empirisch in zwei Studien als Bestimmungsgröße der Nachfrage- oder Zahlungsbereitschaft für Ökostrom untersucht: Während *Arkesteijn/Oerlemans* (2005, S. 187-194) bei holländischen Privathaushalten beobachteten, dass die Nachfragebereitschaft für Ökostrom bei Kunden mit einer stark positiven Einstellung zu ihrem Stromlieferanten signifikant größer war als bei Kunden mit einer wenig(er) positiven Einstellung, stellte *Wiser* (2007, S. 425-427) in einer US-amerikanischen Stichprobe keinen signifikanten Zusammenhang zwischen dem generellen Vertrauen in die Richtigkeit umwelt-

bezogener Aussagen von Unternehmen und der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom fest. Da aber der betriebswirtschaftlichen Kundenzufriedenheits- und Konsumentenverhaltensforschung insgesamt vielfältige empirische und konzeptionelle Belege zu entnehmen sind, die für die Existenz eines signifikanten Zusammenhangs zwischen den thematisierten Konstrukten sprechen, favorisieren wir folgende Hypothese:

- H<sub>2</sub>: Je positiver die Einstellung zum eigenen Stromanbieter bei einem privaten Stromkunden ausfällt, desto höher ist der von ihm gerade noch akzeptierte Preisaufschlag für Ökostrom.

Neben diesen zwei Einstellungskonstrukten werden in der Literatur bestimmte *Wahrnehmungen* von Privatkunden als psychologische Einflussgrößen der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom diskutiert. Konzeptionell zeichnen sich *Wahrnehmungskonstrukte* gegenüber Einstellungen dadurch aus, dass bei ersteren bewertende (evaluative) sowie gefühlsmäßige (affektive) Aspekte weniger stark und beschreibende (deskriptive) sowie wissensbasierte (kognitive) Aspekte der Reaktionen von Stromkunden auf Stimuli mehr betont werden als bei letzteren. Bei der empirischen Messung ist der Übergang von Einstellungs- zu Wahrnehmungsvariablen allerdings eher fließend und nicht diskret. Potenzielle kognitionsbasierte psychologische Determinanten der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom, die im Schrifttum intensiver reflektiert werden, sind die Wahrnehmung (1) der Schwierigkeit des Wechsels zwischen Stromanbietern, (2) des umweltbezogenen Verhaltens bei der eigenen Haushaltsführung, (3) der Bewertung eines Bezugs von Ökostrom durch Personen im eigenen Lebensumfeld sowie (4) der Wissensstand über regenerative Energiequellen.

Wahrnehmungen des *Schwierigkeitsgrades eines Stromanbieter- und/oder -tarifwechsels* sind von Bedeutung, weil der Bezug von Ökostrom häufig mit der Umstellung auf einen anderen Tariftyp beim bisherigen Anbieter oder mit dem Abschluss eines neuen Stromvertrags bei einem anderen Energielieferanten einhergeht. Allgemein ist festzustellen, dass die wahrgenommene Höhe der monetären und nicht-monetären (zeitlichen, emotionalen oder sozialen) Wechselkosten die Absicht, eine bestehende Geschäftsbeziehung bei Vertragsdienstleistungen und speziell beim Bezug von Strom zu ändern, signifikant reduzieren dürfte (s. *Bansal/Taylor*, 1999, S. 207-211; *Burnham et al.*, 2003, S. 115-120; *Bansal et al.*, 2005, S. 107; *Henseler*, 2006, S. 144-154; *Hartmann/Apaolaza Ibáñez*, 2007, S. 2664-2667). Diese Wirkungsvermutung wurde für die prinzipielle Bereitschaft zur Adoption von Ökostrom bei Energiekunden in den Niederlanden in der Arbeit von *Arkesteijn/Oerlemans* (2005) empirisch bestätigt. Für die Preistoleranz bei Ökostrom liegen u.E. noch keine entsprechenden Befunde vor. Trotz dieser empirischen Untersuchungslücke spricht die bisherige Forschung insgesamt für folgende Hypothese:

- H<sub>3</sub>: Je höher der von einem Stromkunden wahrgenommene Schwierigkeitsgrad des Wechsels zu einem anderen Stromanbieter und -tarif, desto niedriger ist der von ihm gerade noch akzeptierte Preisaufschlag für Ökostrom.

Wahrnehmungen umweltbezogener Verhaltensfacetten oder *verbalisierte ökologische Verhaltensweisen bei der eigenen Haushaltsführung* beziehen sich auf Maßnahmen, die darauf zielen, unmittelbar ökologisch relevante Ressourcen (z.B. Wasser, Energie) möglichst sparsam zu nutzen. Hierzu gehören u.a. die Verwendung energieeffizienter Haushaltsgeräte und von Stromsparlampen sowie die bewusste Einschränkung des Energieverbrauchs für Heizungs- und Wassererwärmungszwecke (s. z.B. *Haan/Kuckartz*, 1996, S. 103-126). Untersuchungen von *Roe et al.* (2001, S. 918-924) und *Wiser* (2007, S. 427) konnten die vermuteten signifikant positiven Zusammenhänge zwischen Indikatoren des (behaupteten) Ausmaßes von ökologischen Sparbemühungen bei der Führung des eigenen Haushalts und der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom auch empirisch belegen. Angesichts dieser Befunde sowie der konzeptionellen Überlegung, dass vom eigenen (verbalisierten) ökologischen Handeln im Haushalt Rückkopplungseffekte auf Verhaltensabsichten in verwandten Bereichen ausgehen dürften (s. *Trommsdorff*, 2004, S. 164), stellen wir folgende Hypothese auf:

- H<sub>4</sub>: Je mehr ein Stromkunde sein Verhalten bei der Führung des eigenen Haushaltes als ökologisch sparsam beschreibt, desto höher ist der von ihm gerade noch akzeptierte Preisaufschlag für Ökostrom.

Bereits bei unserer Diskussion von Einstellungseffekten auf Preisverhalt(ensabsicht)en im Hinblick auf Ökostrom war darauf hingewiesen worden, dass neben Einstellungen auch Wahrnehmungen von sozial erwünschtem Verhalten für die Preisbereitschaft von Bedeutung sein könnten. Generell ist mit *Ajzen* (1991, S. 188) davon auszugehen, dass Verhaltensabsichten von der Überzeugungsstärke, dass Bezugsgruppen im sozialen Umfeld eines Kunden dessen beabsichtigten Ökostrombezug billigen (missbilligen), also von *wahrgenommenen sozialen Normen*, positiv (negativ) beeinflusst werden (s.a. *Trommsdorff*, 2004, S. 202f.). Damit übereinstimmend ist den Studien von *Rowlands et al.* (2003, S. 41-44) und *Wiser* (2007, S. 427) zu entnehmen, dass die Zahlungsbereitschaft für Ökostrom bei Privatkunden in Kanada und den USA umso höher ausfällt, je mehr sie eine positive Einstellung zum Bezug von Ökostrom bei Bezugsgruppen in ihrem sozialen Umfeld wahrnehmen. Der Forschungsstand spricht damit für die Hypothese:

- H<sub>5</sub>: Je mehr ein Stromkunde davon überzeugt ist, dass Personen im eigenen sozialen Umfeld den Bezug von Ökostrom befürworten, desto höher ist der von ihm gerade noch akzeptierte Preisaufschlag für Ökostrom.

Im Schrifttum zur Erklärung von Nachfrageverhaltensweisen/-absichten bei Leistungen mit ausgewiesenen umweltbezogenen („Öko“-)Eigenschaften wird häufiger auf das kognitive Konstrukt des „*Umweltwissens*“ hingewiesen. Damit ist der Kenntnisstand einer Person über umweltbezogene Themenfelder gemeint, der anhand von Faktenfragen, anders als umweltbezogene Einstellungen, objektiv bestimmbar ist (s. *Haan/Kuckartz*, 1996, S. 37; *Bruhn/Meffert*, 2006, S. 12). Ähnlich wie Umweltverhalten lässt sich auch Umweltwissen differenziert für verschiedene Bereiche wie etwa Ökostrom- oder Abfallmanagement erfassen (s. *Haan/Kuckartz*, 1996, S. 58 u. 123). Typischerweise wird in der Literatur argumentiert, dass sich der

umweltbezogene Wissensstand sowohl indirekt über Einstellungen zum Umweltschutz als auch direkt auf Umweltverhaltensmuster/-intentionen auswirkt (s. *Haan/Kuckartz*, 1996, S. 114 u. 122). Empirische Studien zu bereichsspezifischen oder allgemeinen umweltbezogenen Nachfrageverhaltensweisen/-absichten deuten insgesamt darauf hin, dass zwischen Umweltwissensindikatoren und Umwelteinstellungen sowie verbalisierten Umweltverhaltensbeschreibungen statistisch signifikante, absolut aber relativ schwache Beziehungen bestehen (s. *Haan/Kuckartz*, 1995, S. 114 u. 122; *Kuckartz*, 1998, S. 41-49; *Preisendörfer*, 1999, S. 74-78). Inwieweit sich im Besonderen Wissen zum Themenbereich Ökostrom auf die Zahlungsbereitschaft für diese Leistung auswirkt, wurde u.E. noch nicht empirisch erkundet. Speziell für Ökostrom ermittelten *Arkesteijn/Oerlemans* (2005, S. 193) für Stromkunden in den Niederlanden einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen einem Indikator des Wissensstandes über Ökostrom und der Nachfragewahrscheinlichkeit für ein Ökostromangebot, während *Rowlands et al.* (2003, S. 41) keinen signifikanten Zusammenhang zwischen dem ökostrombezogenen Wissensniveau und der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom bei Stromkunden in Kanada feststellten. Trotz dieser „gemischten“ Ergebnisse vertreten wir aufgrund der Überlegungen und Befunde zu Effekten des Umweltwissensniveaus auf Umweltverhaltensweisen von Konsumenten im Allgemeinen die Hypothese:

- H<sub>6</sub>: Je besser der Wissensstand eines Stromkunden im Hinblick auf regenerative Energiequellen ausfällt, desto höher ist der von diesem Kunden gerade noch akzeptierte Preisaufschlag.

### **Soziodemographische Variablen**

*Soziodemographische Variablen* sind Merkmale, die Personen oder Privathaushalte (einschließlich deren sozialer Situation) beschreiben, die häufig relativ stabil sind (z.B. Geschlecht, höchster Bildungsabschluss) und deren Ausprägungen ohne Bezugnahme auf intrapersonale Erlebensprozesse weitgehend objektiv bestimmbar bzw. oft auch durch Dritte beobachtbar sind. Zu den am häufigsten als Determinanten von Umwelteinstellungen und -verhaltensweisen/-absichten generell und speziell von Zahlungsbereitschaftsaussagen für Ökostrom empirisch untersuchten soziodemographischen Faktoren gehören (1) das Haushaltseinkommen (insgesamt oder pro Haushaltsmitglied) bzw. die zu Konsumzwecken frei verfügbaren Finanzmittel eines Haushalts, (2) die aktuelle Höhe der Haushaltsausgaben für Strom, (3) die Größe eines Haushalts, (4) das Alter und (5) das Geschlecht eines privaten Stromkunden (s. die oben in *Kap. 2.1* genannten Quellen).

Die empirische Befundlage lässt sich dahingehend zusammenfassen, dass zwischen diesen fünf soziodemographischen Merkmalen von Personen/Privathaushalten einerseits und Indikatoren der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom andererseits zumeist statistisch nur schwach signifikante oder insignifikante Korrelationen beobachtet wurden, die zudem hinsichtlich des jeweils für eine potenzielle Einflussgröße gefundenen Vorzeichens uneinheitlich sind. Konzeptionell ist zudem anzumerken, dass Effekte soziodemographischer Variablen auf Preisverhaltensmuster/-intentionen über psychologische Konstrukte (z.B. Umweltbewusstsein) ver-

mittelt werden. Damit dürften die in einigen Studien ermittelten signifikanten bivariaten Assoziationen zwischen einzelnen soziodemographischen Variablen und der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom (s. etwa *Rowlands et al.*, 2003, S. 41; *Gossling et al.*, 2005, S. 77f.) insignifikant werden, wenn mittels multivariater Analyseverfahren Partialkorrelationen zwischen soziodemographischen Variablen und Zahlungsbereitschaftskriterien *nach* Neutralisierung der mediierenden Effekte von umweltbezogenen Einstellungskonstrukten betrachtet werden. Für diese These spricht die Untersuchung von *Bothe/Christ* (2007, S. 31), in der die soziodemographischen Variablen Alter, Haushaltseinkommen und Bildungsabschluss in einer multiplen Regressionsanalyse keine statistische Signifikanz als eigenständige Prädiktoren der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom erreichten (s. zu in eine ähnliche Richtung deutenden Befunden *Clark et al.*, 2003, S. 243; *Diaz-Rainey/Ashton*, 2007, S. 16; *Wiser*, 2007, S. 426f.).

Im Ergebnis resultiert aus den vorgetragenen konzeptionellen Argumenten und den bisherigen empirischen Befunden die Hypothese:

- H<sub>7</sub>: Soziodemographische Merkmale eines privaten Stromkunden/Haushalts haben nach Neutralisierung des Einflusses von Einstellungs- und Wahrnehmungskonstrukten keine signifikanten Effekte auf die Höhe des von ihm gerade noch akzeptierten Preisaufschlags für Ökostrom.

### 6.3 Empirische Untersuchungsmethodik

#### 6.3.1 Stichprobe

Zur Hypothesenprüfung wurden Daten genutzt, die mittels einer telefonischen Befragung von privaten Stromkunden in Deutschland im Zeitraum vom 12.12.2007 bis 14.01.2008 gewonnen wurden. Den Interviews lag ein standardisierter Fragebogen mit überwiegend geschlossen vorgegebenen Antwortoptionen zugrunde, der im November 2007 einem Pretest unterzogen und auf Basis der dabei gewonnenen Erkenntnisse hinsichtlich seiner Verständlichkeit und Überlappungsfreiheit optimiert worden war. Fragen und Antwortalternativen wurden jeweils am Telefon vorgelesen. Die Dauer eines Telefoninterviews bewegte sich in der Regel zwischen 15 und 20 Minuten. Als Interviewpartner wurden nur Personen berücksichtigt, die mindestens 18 sowie höchstens 65 Jahre alt waren und die gemäß ihrer Selbsteinschätzung in ihrem Haushalt über maßgeblichen Einfluss im Zusammenhang mit Auswahlentscheidungen hinsichtlich des eigenen Stromlieferanten/-bezugsvertrags verfügten. Insgesamt konnten 238 Personen bzw. Haushalte für eine Teilnahme an der Befragung gewonnen werden.

42,9% der 238 Probanden waren *Frauen*. Damit weicht der Anteil weiblicher Befragter signifikant ( $\chi^2 = 6,42$ ;  $df = 1$ ;  $p \leq 0,011$ ) um 8,2 Prozentpunkte vom Frauenanteil in der Gesamtbevölkerung in Deutschland ab (s. *Statistisches Bundesamt*, 2007, S. 28). Diese Abweichung lässt sich dadurch erklären, dass in ca. 67% der Privathaushalte in Deutschland ein Mann der Haupteinkommensbezieher ist (s. *Statistisches Bundesamt*, 2007, S. 46) und u.a. aufgrund dieser Machtbasis mit höherer Wahrscheinlichkeit Entscheidungskompetenzen für den Strombezug des eigenen Haushalts beanspruchen dürfte. Der Mittelwert (M) des *Alters* der 238 befragten Personen beläuft sich auf 44,58 Jahre, die Standardabweichung (S) beträgt 14,46 Jah-

re. Die Stichprobenverteilung auf die vier Altersintervalle 18–20, 21–40, 41–60 und 61–65 Jahre divergiert signifikant ( $\chi^2 = 75,32$ ;  $df = 3$ ;  $p \leq 0,001$ ) von der Verteilung der 18–65 jährigen Bevölkerung in Deutschland (s. *Statistisches Bundesamt*, 2007, S. 42). In der eigenen Stichprobe sind Personen in den Altersintervallen 21–40 Jahre und 61–65 Jahre häufiger sowie Befragte im Altersintervall von 41–60 Jahren seltener als in der 18–65 jährigen Gesamtbevölkerung in Deutschland vertreten. 6,3% von 205 Respondenten gaben an, dass das *durchschnittliche monatliche Nettoeinkommen* ihres Haushaltes im Jahr 2007 nicht mehr als 1.000 € betrug. Bei 36,1% lag es über 1.000 €, aber nicht über 2.000 €. Bei 57,6% übertraf es den Schwellenwert von 2.000 €. Die entsprechenden Verteilungsprozentwerte von Privathaushalten in Deutschland für diese drei monatsbezogenen Einkommensklassen beliefen sich im Jahr 2005 auf 15,4%, 42,9% und 41,7% (s. *Statistisches Bundesamt*, 2007, S. 47). Die Einkommensverteilung in der eigenen Stichprobe weicht damit von der zwei Jahre früher beobachteten Verteilung aller Privathaushalte in Deutschland signifikant ab ( $\chi^2 = 25,64$ ;  $df = 2$ ;  $p \leq 0,001$ ). Von uns wurden überproportional wohlhabende Haushalte erfasst.

Insgesamt darf somit die eigene Stichprobe hinsichtlich der Merkmale Geschlecht, Alter und Haushaltsnettoeinkommen einerseits *nicht* als statistisch repräsentativ für die Bevölkerung/privaten Haushalte in Deutschland insgesamt angesehen werden. Andererseits ist aber auch festzustellen, dass sie eine wesentlich breitere Streuung/Verteilung bezüglich der genannten soziodemographischen Variablen aufweist als die Samples privater Stromkunden in Deutschland, die von *Menges et al.* (2004a, 2004b), *Gossling et al.* (2005) und *Christ/Bothe* (2007) befragt wurden. Die soziodemographischen Strukturen unserer Respondenten unterscheiden sich deutlich weniger extrem von denjenigen in der Bevölkerung in Deutschland als dies in früheren Untersuchungen privater Stromkunden in Deutschland der Fall war. Deshalb ist es sinnvoll, bei hinlänglich vorsichtiger Interpretation, mit den hier erhobenen – nicht repräsentativen – Daten zu arbeiten.

### 6.3.2 Variablenoperationalisierungen

Im Folgenden wird zunächst die Messung der abhängigen Kriterien und dann der unabhängigen Variablen beschrieben.

#### Abhängige Preistoleranzkriterien

Angeichts der in *Kap. 2.1* begründeten Validitätszweifel von Zahlungsbereitschaftsmessungen mittels direkter „ungestützter“ Fragen nach absoluten Beträgen, welche Probanden für den Bezug von Strom aus regenerativen Energiequellen zu zahlen bereit sind, wurde in der eigenen Studie ein anderer Operationalisierungsansatz gewählt, der sich an *Bang et al.* (2000, S. 459) orientiert: Den Probanden wurde, nach einer Erläuterung dessen, was unter umweltfreundlichen Stromprodukten (synonym: Ökostrom) zu verstehen ist, in einem ersten Schritt folgende Frage gestellt: „Wären Sie bereit, für umweltfreundliche Stromprodukte, im Folgenden Ökostrom genannt, mehr zu bezahlen?“ Als Antwortmöglichkeiten wurden „Ja“, „Nein“ und „Weiß nicht“ vorgegeben. Teilnehmer, welche diese Frage bejahten, wurden in einem

zweiten Schritt gebeten, den Prozentsatz zu nennen, den sie bereit wären als Mehrzahlung gegenüber ihrer derzeitigen monatlichen Stromrechnung zu akzeptieren. Damit wurde bewusst eine Zahlungsbereitschaftsoperationalisierung gewählt, die sich an dem Konstrukt der Preistoleranz i.S. unserer Ausführungen in *Kap. 1* orientiert (s. ähnlich *Farhar/Coburn*, 1999, S. 13).

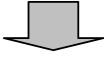
*Tab. 1* informiert über die Antwortverteilungen zu beiden Fragen sowie die Antwortkategorien, die bei der zweiten Frage zur Verfügung gestellt wurden. 53,4% der erfassten Stromkunden waren prinzipiell bereit, für den Bezug von Ökostrom einen Preisaufschlag zu zahlen. Dieser Anteil liegt innerhalb des Intervalls von 40%–70%, in dem sich gemäß *Gossling et al.* (2005, S. 76) in früheren Studien zur Zahlungsbereitschaft für Ökostrom die erhaltenen Anteilswerte typischerweise bewegen. Von 125 Respondenten, die ihre Mehrzahlungsbereitschaft quantifizierten, gaben 50,4% an, einen monatlichen Aufschlag von bis zu 2% auf ihre derzeitige Stromrechnung zu akzeptieren; 49,6% bezifferten ihre Aufschlagstoleranz mit 5% oder 10% (s. *Tab. 1*).

Für die Hypothesenprüfungen wurde aus den Antworten zur ersten Frage ein binär *nominal skaliertes Preistoleranzkriterium* (1 = Ja; 0 = Nein) und aus den Antworten auf beide Fragen ein *ordinal skaliertes Preistoleranzkriterium* mit sechs Ausprägungsstufen (von 0 = Keine Preistoleranz bis 5 = Preistoleranz von 10% Aufschlag für Ökostrom auf derzeitige Stromrechnung) gebildet (s.a. die Variablen K.I und K.II unten in *Tab. 3*).

### Unabhängige Einflussfaktoren

Die *Einstellung zum Umweltschutz* i.S. mehr oder minder positiver Bewertungen von eigenen Verhaltensweisen oder Maßnahmen anderer, die auf den schonenden Umgang mit natürlichen Ressourcen zielen (s. *Balderjahn*, 2004, S. 145; *Bruhn/Meffert*, 2006, S. 13-16), wurde über zehn Items gemessen, deren Wortlaut *Tab. 2* zu entnehmen ist (s. dort Variable 1). Die Aussagen stammen aus früheren Studien zum Umweltbewusstsein und/oder zur Zahlungsbereitschaft für Ökostrom (s. *Gierl/Stumpp*, 1999, S. 121 u. 124; *Bang et al.*, 2000, S. 459; *Rowlands et al.*, 2003, S. 43; *Nomura/Akai*, 2004, S. 456f.; *Borchers et al.*, 2007, S. 3330; *Christ/Bothe*, 2007, S. 31). Sie wurden z.T. an die eigene Problemstellung leicht angepasst. Die Aussagen waren, ebenso wie sämtliche nachfolgend zur Konstruktmessung herangezogenen Items, auf verschiedene Stellen des Interviewleitfadens verteilt, um Reihenfolgeeffekte möglichst gering zu halten. Für jedes Item gaben die Befragten den Grad ihrer Zustimmung auf einem 5-Punkte-Kontinuum an (s. *Tab. 2*, Fußnote a). Als Skalenwert wurde der durchschnittliche Zustimmungsgrad für die zehn Aussagen herangezogen. Die Skala wies eine hohe interne Konsistenzreliabilität (*Cronbach's  $\alpha$*  = 0,91) auf. 40,3% bzw. 8,8% der privaten Stromkunden zeichneten sich durch eine sehr positive bzw. erkennbar negative Einstellung zum Umweltschutz aus (Skalenwert  $\geq 4,50$  bzw.  $< 2,50$ ; s. *Tab. 2*).

Tab. 1: Preistoleranz für Ökostrom (relative und absolute Kriterienausprägungshäufigkeiten)

„Wären Sie bereit, für umweltfreundliche Stromprodukte, im Folgenden Ökostrom genannt, mehr zu bezahlen?“		
Ja <sup>a</sup>	Nein	Weiß nicht
53,4% (127)	45,4% (108) [0] <sup>b</sup>	1,3% (3) <sup>c</sup>
		
Akzeptierte prozentuale monatliche Mehrzahlung im Vergleich zur eigenen derzeitigen Stromrechnung		
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Bis 0,5%: 5,5% (13) [1]<sup>b</sup></li> <li>• 1%: 8,0% (19) [2]</li> <li>• 2%: 13,0% (31) [3]</li> <li>• 5%: 16,0% (38) [4]</li> <li>• 10%: 10,1% (24) [5]</li> <li>• Weiß nicht: 0,8% (2)<sup>c</sup></li> </ul>		

a) Die genannten Prozentwerte beziehen sich auf die Gesamtstichprobe der 238 Befragten. Aufgrund von Rundungsungenauigkeiten addieren sich Prozentwerte nicht stets zu 100,0%. Angabe in Klammern = Absolute Antworthäufigkeit. Vor der Formulierung der Frage erhielten die Teilnehmer folgende Orientierungsinformation: „Als Ökostrom werden Energiequellen bezeichnet, die aus wieder herstellbaren natürlichen Ressourcen (z.B. Wind, Sonne, Wasser) gewonnen werden.“

b) Angabe in eckigen Klammern = Kodierung der Antwortkategorie/-ausprägung bei der ordinalen Messung der Preistoleranz für Ökostrom (s. Tab. 3, Variable K.II und Tab. 5).

c) Befragte mit der Antwort „weiß nicht“ werden sowohl bei der nominalen als auch bei der ordinalen Preistoleranzmessung *nicht* berücksichtigt.

Die *Einstellung zum eigenen Stromanbieter* wurde zum einen i.S. der betriebswirtschaftlichen Kundenzufriedenheitsliteratur als Gesamtzufriedenheit einer Person mit dem eigenen Stromanbieter erfragt (s.a. ähnlich in der Ökostromforschung *Farhar/Coburn*, 1999, S. 21). Zum anderen wurden die Zustimmungsggrade zu zwei Aussagen erhoben, die das Vertrauen eines Kunden in die Angemessenheit/Fairness der Preise des eigenen Stromanbieters und in die Übereinstimmung zwischen der behaupteten und der tatsächlichen Bereitstellung von Strom aus regenerativen Quellen beim eigenen EVU thematisieren. Die Skala „Einstellung zum eigenen Stromanbieter“ wurde als Mittelwert dieser drei Items gebildet (s. *Tab. 2*, Variable 2) und zeichnete sich durch eine gute Konsistenzreliabilität (*Cronbach's  $\alpha$*  = 0,77) aus. 2,6% bzw. 26,4% der Studienteilnehmer hatten eine stark positive bzw. erkennbar negative Einstellung zum eigenen Stromanbieter (Skalenwert  $\geq 4,50$  bzw.  $< 2,50$ ; s. *Tab. 2*).



*Tab. 2: Operationalisierung von Einstellungen und Wahrnehmungen zur Erklärung der Preistoleranz für Ökostrom*

1. Einstellung zum Umweltschutz
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Skalenwert = Durchschnitt der Antwortausprägungen<sup>a</sup> zu zehn Aussagen (jeweils n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– Ich halte den Klimawandel und den Umweltschutz für nicht so gravierend, es gibt Wichtigeres [rekodiert]<sup>b</sup></li> <li>– Es ist mir wichtig, einen Beitrag um Umweltschutz zu leisten</li> <li>– Ich bin sehr besorgt, dass der Klimawandel Probleme für zukünftige Generationen verursacht</li> <li>– Konventioneller Strom hat keine negativen Auswirkungen auf die Umwelt [rekodiert]</li> <li>– Umweltprobleme sind nicht allein auf den Staat, die Industrie oder andere Institutionen zurückzuführen, sondern jeder Einzelne trägt dazu mehr oder weniger bei</li> <li>– Abstriche beim Lebensstandard würde ich hinnehmen, um die Umwelt zu schützen</li> <li>– Ich kann durch sparsame Energieverwendung einen Beitrag zum Umweltschutz leisten</li> <li>– Alternative Energien sind wichtig, um den Strombedarf nachfolgender Generationen zu decken</li> <li>– Die Ernsthaftigkeit von Umweltproblemen wird von Umweltschützern übertrieben [rekodiert]</li> <li>– Konventioneller Strom ist ausreichend, man braucht keine weiteren Stromquellen [rekodiert]</li> </ul> </li> <li>• Interne Konsistenzreliabilität <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0,91</math></li> <li>• Antwortverteilung: 1,00–2,49: 8,8%; 2,50–3,49: 3,8%; 3,50–4,49: 47,1%; 4,50–5,00: 40,3%</li> <li>• M = 4,10; S = 0,77; Median = 4,30; Minimum = 2,10; Maximum = 5,00<sup>c</sup></li> </ul>
2. Einstellung zum eigenen Stromanbieter
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Skalenwert = Durchschnitt der Antwortausprägungen zu drei Fragen/Aussagen (jeweils n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– Wie zufrieden sind Sie mit Ihrem Stromanbieter?</li> <li>– Ich vertraue meinem Stromanbieter, dass er angemessene Preise für die Produkte erhebt, die er anbietet</li> <li>– Ich vertraue meinem Stromanbieter, dass, wenn ich für Ökostrom zahle, auch diesen beziehe</li> </ul> </li> <li>• Interne Konsistenzreliabilität <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0,77</math></li> <li>• Antwortverteilung: 1,00–1,49: 2,5%; 1,50–2,49: 23,9%; 2,50–3,49: 32,8%; 3,50–4,49: 38,2%; 4,50–5,00: 2,6%</li> <li>• M = 3,14; S = 0,86; Median = 3,33; Minimum = 1,33; Maximum = 5,00</li> </ul>
3. Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Skalenwert = Durchschnitt der Antwortausprägungen zu drei Aussagen (jeweils n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– Stromanbieterwechsel ist mit einem großen Aufwand verbunden</li> <li>– Den günstigsten Stromanbieter und -tarif für sich herauszufinden, kostet sehr viel Zeit</li> <li>– Bei der Auswahl eines neuen Stromversorgers kann man sich leicht irren</li> </ul> </li> <li>• Interne Konsistenzreliabilität <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0,73</math></li> <li>• Antwortverteilung: 1,00–1,49: 2,5%; 1,50–2,49: 21,0%; 2,50–3,49: 41,6%; 3,50–4,49: 28,6%; 4,50–5,00: 6,3%</li> <li>• M = 3,16; S = 0,88; Median = 3,33; Minimum = 1,33; Maximum = 5,00</li> </ul>

Tab. 2: Operationalisierung von Einstellungen und Wahrnehmungen zur Erklärung der Preistoleranz für Ökostrom (Fortsetzung)

4. Ökologisches Sparverhalten im eigenen Haushalt
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Skalenwert = Durchschnitt der Antwortausprägungen zu zwei Aussagen (jeweils n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– Ich habe in energieeffiziente Haushaltsgeräte (z.B. stromsparende Waschmaschine) investiert</li> <li>– Ich versuche privat so wenig warmes Wasser wie möglich zu verwenden</li> </ul> </li> <li>• Interne Konsistenzreliabilität <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0,52</math></li> <li>• Antwortverteilung: 1,00–1,49: 1,7%; 1,50–2,49: 16,4%; 2,50–3,49: 20,2%; 3,50–4,49: 34,5%; 4,50–5,00: 27,2%</li> <li>• M = 3,47; S = 1,06; Median = 3,50; Minimum = 1,00; Maximum = 5,00</li> </ul>
5. Soziale Verhaltensverstärkung/-ausrichtung beim Bezug von Ökostrom
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Skalenwert = Durchschnitt der Antwortausprägungen zu zwei Aussagen (jeweils n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– Meine Familie und Freunde würden mich bei meiner Entscheidung, Ökostrom zu beziehen, unterstützen</li> <li>– Wenn Andere in meinem Umfeld Ökostrom beziehen würden, würde ich es auch ernsthaft in Erwägung ziehen</li> </ul> </li> <li>• Interne Konsistenzreliabilität <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0,60</math></li> <li>• Antwortverteilung: 1,00–1,49: 13,0%; 1,50–2,49: 28,6%; 2,50–3,49: 29,0%; 3,50–4,49: 18,5%; 4,50–5,00: 10,9%</li> <li>• M = 2,73; S = 1,17; Median = 3,00; Minimum = 1,00; Maximum = 5,00</li> </ul>

- a) Jeweils fünf Antwortkategorien: „stimme voll und ganz zu“ (= 5); „stimme zu“ (= 4); „weder noch“ (= 3); „stimme eher nicht zu“ (= 2) und „stimme überhaupt nicht zu“ (= 1). Lediglich bei der Frage nach der Zufriedenheit mit dem eigenen Stromanbieter wurden abweichende Antwortkategorien wie folgt vorgegeben: „sehr zufrieden“ (= 5); „zufrieden“ (= 4); „weder noch“ (= 3); „unzufrieden“ (= 2) und „sehr unzufrieden“ (= 1).
- b) Rekodiert bedeutet, dass die Antworten „stimme voll und ganz zu“ mit 1 und „stimme überhaupt nicht zu“ mit 5 kodiert wurden. Die zwischen den Endpolen des Antwortkontinuums liegenden Stufen wurden analog umkodiert (4 → 2; 2 → 4).
- c) In dieser und allen folgenden Tabellen gilt M = (Arithmetischer) Mittelwert; S = Standardabweichung; n = Fallzahl.

Von den vier wahrnehmungszentrierten Einflussgrößen wurden drei Variablen in einem ähnlichen Format erhoben wie die zuvor umrissenen zwei Einstellungskonstrukte (s. Tab. 2, Sektionen 3–5). Die erlebte *Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels* wurde über drei Items abgefragt, die von *Henseler* (2006, S. 153f.) entwickelt wurden und zeitliche sowie andere Mühen im Kontext von Wechseln zu einem anderen EVU und/oder Stromtarif ansprechen (s. Variable 3 in Tab. 2). Als Skalenwert wurde der durchschnittliche Zustimmungswert zu den drei Aussagen verwendet (*Cronbach's*  $\alpha = 0,73$ ). 6,3% bzw. 23,5% der Befragten nahmen den Wechsel zu einem anderen Stromanbieter als sehr schwierig bzw. eher einfach wahr (Skalenwerte  $\geq 4,50$  bzw.  $< 2,50$ ).

Die Erfassung von *ökologischem Sparverhalten im eigenen Haushalt* erfolgte über zwei Aussagen, die aus Studien von *Diekmann/Preisendörfer* (1992, S. 244) und *Batley et al.* (2001, S. 484) entnommen wurden und sich auf bestimmte (verbalisierte) Handlungen zur Begrenzung der Energienutzung im Haushaltsalltag beziehen (s. Variable 4 in Tab. 2). Die interne Konsistenzreliabilität der beiden Items war in unserer Stichprobe mit einem *Cronbach's*  $\alpha$  von 0,52 nur mäßig ausgeprägt. Dennoch wurden die beiden Aussagen per Mittelwertbildung zu

einer Skala zusammengefasst. Für dieses Vorgehen sprechen drei Gründe. Erstens laden die beiden Items in einer Faktorenanalyse der einzelnen Aussagen zur Messung der von uns betrachteten sechs Einstellungs- und Wahrnehmungskonstrukte auf einem Faktor (s.u.). Zweitens wird im Schrifttum der Einsatz von Skalen mit  $\alpha$ -Konsistenzreliabilitäten von  $\geq 0,50$  in wissenschaftlich erkundenden Analysen als (noch) vertretbar bewertet (s. z.B. *Nunnally*, 1967, S. 226; *Goetz et al.*, 2001, S. 201). Drittens gibt es in der Literatur keine analytisch hergeleiteten Werte für *Cronbach's  $\alpha$* , die stets überschritten werden müssen, damit eine Skala zur Messung eines Konstruktes als „brauchbar“ angesehen werden darf. Trotzdem sollte die moderate Reliabilität unserer Skala zur Abbildung des Konstruktes „ökologisches Sparverhalten im eigenen Haushalt“ Anlass dafür sein, die entsprechenden Befunde vorsichtig zu interpretieren. 27,2% bzw. 18,1% der Teilnehmer berichteten von einem stark bzw. eher niedrig ausgeprägten Sparverhalten (Skalenwerte  $\geq 4,50$  bzw.  $< 2,50$ ).

Wahrnehmungen des Grades an *sozialer Verhaltensverstärkung/-beeinflussung* bei der eigenen Adoptionsentscheidung im Hinblick auf einen Ökostrombezug wurden mittels des durchschnittlichen Zustimmungsgades zu zwei Items gemessen, die sich an *Bansal/Taylor* (1999, S. 209) anlehnen (s. Variable 5 in Tab. 2). Bei dieser Skala liegt ihre Konsistenzreliabilität in der eigenen Stichprobe mit einem *Cronbach's  $\alpha$*  von 0,60 sehr nahe am Reliabilitätsniveau von 0,62, das nach *Peterson* (1994, S. 388) typischerweise in Marketingstudien bei mit zwei oder drei Items operierenden Messinstrumenten erreicht wird. 10,9% bzw. 41,6% der von uns Befragten nahmen eine sehr starke bzw. eher niedrige Verhaltensverstärkung/-beeinflussung aus ihrem sozialen Umfeld wahr (Skalenwerte  $\geq 4,50$  bzw.  $< 2,50$ ).

Die Operationalisierung von *Ökostromwissen* erfolgte wie bei *Rowlands et al.* (2003, S. 116), indem die Probanden aufgefordert wurden, für acht Energieträger jeweils anzugeben, ob es sich um eine regenerative Quelle/Ökostromvariante handelt oder nicht. Als Skalenwert wurde die Summe der richtigen abzüglich der falschen Klassifikation berechnet (s. Variable 6 in Tab. 3). In der Stichprobe belief sich der Mittelwert dieser Skala auf 7,06, ihr Median auf 8,00 und der Befragtenanteil mit Werten  $\leq 4,00$  auf nur 9,2%. Damit ist festzustellen, dass entweder das ökostrombezogene Kenntnissniveau der Teilnehmer sehr hoch oder das Schwierigkeitsniveau unserer Wissensmessung (zu) niedrig war.

Der Korrelationsmatrix in Tab. 3 ist zu entnehmen, dass die 15 bivariaten Pearson-(Kendall-) Korrelationen zwischen den sechs Einstellungs- und Wahrnehmungsskalen zwischen  $-0,15$  und  $+0,52$  ( $-0,15$  und  $+0,32$ ) variieren. Insgesamt überlappen sich die Konstruktmessungen zumeist kaum und nur in Ausnahmefällen mäßig. In einer Faktorenanalyse (Hauptkomponentenmethode mit iterativer Kommunalitätenschätzung und Varimax-Rotation) für die 20 Einzelitems aus Tab. 2 und für den Ökostromwissensindikator (s. Variable 6 in Tab. 3) wiesen die von uns jeweils einer Skala zugewiesenen Aussagen ihre höchsten rotierten Ladungen auf sechs verschiedenen Faktoren auf. Damit sprechen die Befunde der durchgeführten Faktoren und Reliabilitätsanalysen für die Diskriminanzvalidität der gebildeten sechs Einstellungs-

Tab. 3: Deskriptive Statistiken und Interkorrelationen der Untersuchungsvariablen

Untersuchungsvariablen <sup>a</sup>	M	S	Median	Korrelationen (191 ≤ n ≤ 238) <sup>b</sup>										
				K.I	K.II	1	2	3	4	5	6	7	8	9 10 11
K.I Preistoleranz Ökostrom (nominal; 1 = Ja)	0,54	0,50	-	-	88***	51***	29***	-06	34***	41***	10	-13	-08	25*** -03 07
K.II Preistoleranz Ökostrom (ordinal)	1,79	1,90	1,00	81***	-	47***	27***	-16*	22***	38***	14*	-22***	-09	18** -13* -06
1. Einstellung zum Umweltschutz	4,10	0,77	4,30	40***	37***	-	08	-15*	52***	35***	-04	-24***	07	09 -20** 27***
2. Einstellung zum eigenen Stromanbieter	3,14	0,86	3,33	25***	22***	05	-	-08	04	22***	12	00	-17*	07 11 -10
3. Schwierigkeit Stromanbieterwechsel	3,16	0,88	3,33	-04	-11*	-12**	-04	-	02	12	-14*	22**	02	06 09 07
4. Ökologisches Sparverhalten im Haushalt	3,47	1,06	3,50	30***	19***	32***	03	01	-	33***	-07	08	-02	09 17** 07
5. Soziale Verhaltensverstärkung/-ausrichtung	2,73	1,17	3,00	37***	31***	25***	17**	08	24***	-	02	23***	10	23*** 29*** 01
6. Ökostromwissen <sup>c</sup>	7,06	1,47	8,00	12	14*	14*	08	-15**	-06	04	-	-07	07	-08 20** -21***
7. Eigene Finanzrestriktionen bei Ökostromförderung <sup>d</sup>	3,04	1,34	3,00	-11	-16**	-14**	02	17***	07	16**	-00	-	02	05 43*** 06
8. Monatliche Stromrechnungshöhe <sup>e</sup>	2,97	1,14	3,00	-06	-07	05	-12*	01	-04	12*	15*	03	-	46*** 22** 12
9. Haushaltsgröße <sup>f</sup>	1,97	0,97	2,00	22***	15**	04	07	09	06	16**	-01	06	43***	- 18** 03
10. Alter (Jahre)	44,58	14,46	43,00	-03	-10*	00	09*	06	13**	18***	22***	33***	18***	17*** - -11
11. Geschlecht (1 = Weiblich; 0 = Männlich)	0,43	0,50	-	07	-03	18***	-08	06	04	02	-16**	05	09	-03 -10 -

a) Zur Erläuterung der Operationalisierung der Variablen K.I, K.II und 1 bis 5 s. Tab. 1 und 2.

b) Werte oberhalb der Hauptdiagonale = *Pearson*'sche Produkt-Moment-Korrelationen. Werte unterhalb der Hauptdiagonale = *Kendall*'sche Rangkorrelationen  $\tau$ -b. Es werden nur die erste und zweite Nachkommastelle sowie gegebenenfalls ein negatives Koeffizientenvorzeichen angegeben. Beispiel: -06 = -0,06.

c) Summe der richtigen abzüglich der falschen Klassifikationen von acht Energien (Erdgas, Wind, Sonne, Kohle, Biomasse, Atomspaltung, Wasser, Geothermie) als Ökostromquelle.

d) Grad der Zustimmung zur Aussage „Mir fehlen die finanziellen Mittel, um Ökostrom zusätzlich zu fördern“ unter Rückgriff auf die in Tab. 2, Fußnote a genannten Antwortkategorien.

e) Antwort auf die Frage „Wie hoch ist Ihre aktuelle monatliche Stromrechnungshöhe“ mit sechs Antwortmöglichkeiten: „bis 20 e“ (= 1), „21–50 e“ (= 2), „51–75 e“ (= 3), „76–100 e“ (= 4), „101 e und mehr“ (= 5) sowie „weiß nicht“, wobei 43 Fälle, in denen die letzte Möglichkeit angegeben wurde, in die Berechnung *nicht* eingehen.

f) Antwort auf die Frage „Wie viele Personen leben derzeit in Ihrem Haushalt?“.

\* p ≤ 0,05 \*\* p ≤ 0,01 \*\*\* p ≤ 0,001 (zweiseitig).

und Wahrnehmungsskalen bzw. für deren separate Betrachtung in den nachfolgenden Analysen.

Die fünf *soziodemographischen Personen- oder Haushaltsmerkmale* Finanzmittelrestriktionen/Monatseinkommen des Haushalts, monatliche Stromrechnungshöhe des Haushalts, Zahl der Personen im Haushalt (Haushaltsgröße), Alter und Geschlecht wurden mit Ausnahme der ersten Variablen über je eine direkte Frage erfasst (s. Variablen 7–11 in *Tab. 3*). Dabei waren 18,1% (= 43) der Teilnehmer nicht in der Lage, ihre aktuelle monatliche Stromrechnungshöhe unter Rückgriff auf fünf vorgegebene Höhenintervalle (s. Fußnote e in *Tab. 3*) quantitativ einzugrenzen. Finanzmittelrestriktionen mit potenzieller Bedeutung für die Ökostrompreistoleranz wurden über den Zustimmungsgrad zu der Aussage „Mir fehlen die finanziellen Mittel, um Ökostrom zusätzlich zu fördern“ (s. Fußnote d in *Tab. 3*) gemessen, weil solche Restriktionen sich weniger aus der absoluten Einkommenshöhe eines Haushaltes, in dem *nicht* alle Mitglieder erwerbstätig sind, ergeben, sondern aus dem Einkommen pro Person im Haushalt (vgl. im Ergebnis ähnlich *Menges et al.*, 2004b, S. 98). Zwar waren 86,1% (= 205) der Teilnehmer auch bereit, die durchschnittliche Höhe des Nettomonatseinkommens ihres Haushaltes im Jahr 2007 durch Auswahl des auf sie zutreffenden Einkommensintervalls aus sieben Antwortmöglichkeiten einzugrenzen (vgl. oben *Kap. 3.1*). Dennoch wurde aus dieser Antwort und der Angabe zur Haushaltsgröße *keine* Variable gebildet, die näherungsweise die Einkommenshöhe pro Person in einem Haushalt widerspiegelt, um Kollinearitätsprobleme bei multivariaten Regressionsanalysen zu vermeiden. Vielmehr wurde in diese Analysen entweder das wahrgenommene Finanzrestriktionsmaß (s. Variable 7 in *Tab. 3*) oder das angegebene mittlere monatliche Nettoeinkommen des Haushaltes neben der Haushaltsgröße (s. Variable 9 in *Tab. 3*) einbezogen. Finanzrestriktionsmaß und Haushaltseinkommensangabe waren in der Stichprobe nicht signifikant korreliert (*Pearson*  $r = -0,04$ ; *Kendall*  $\tau-b = -0,03$ ;  $n = 205$ ;  $p$  jeweils  $> 0,90$ ). Die Haushaltseinkommensangabe korrelierte signifikant sowohl mit dem nominalen Preistoleranzmaß (s. Kriterium K.I in *Tab. 3*; punktbiserials  $r = 0,19$ ;  $p \leq 0,007$ ; *Kendall*  $\tau-b = 0,17$ ;  $p \leq 0,006$ ;  $n$  jeweils 203) als auch mit dem ordinal gemessenem Preistoleranzkriterium (s. Variable K.II in *Tab. 3*; *Pearson*  $r = 0,14$ ;  $p \leq 0,040$ ; *Kendall*  $\tau-b = 0,12$ ;  $p \leq 0,038$ ,  $n$  jeweils 201).

#### **6.4 Ergebnisse der empirischen Analysen zur Hypothesenprüfung**

Erste Anhaltspunkte zur Vereinbarkeit unserer sieben Hypothesen mit den empirischen Daten lassen sich aus den in *Tab. 3* berichteten bivariaten *Pearson*- und *Kendall*-Korrelationen zwischen den beiden Preistoleranzkriterien K.I und K.II sowie den potenziellen Einflussfaktoren gewinnen. Von den sechs Einstellungs- und Wahrnehmungskonstrukten wiesen nur die beiden Variablen „Schwierigkeit Stromanbieterwechsel“ und „Ökostromwissen“ *keine* signifikanten Assoziationen zu *beiden* Preistoleranzkriterien auf. Von den fünf soziodemographischen Merkmalen korrelierte lediglich die Haushaltsgröße (s. Variable 9 in *Tab. 3*) signifikant positiv mit *beiden* Kriterien. Zusätzlich bestanden zwischen dem 6-stufigen Preistoleranzmaß

und den Variablen Finanzrestriktionen sowie Alter (s. Variablen 7 u. 10 in *Tab. 3*) signifikant negative Zusammenhänge.

Zur Erkundung der Erklärbarkeit eines Preistoleranzkriteriums bei simultaner Berücksichtigung aller elf in den Hypothesen angesprochenen potenziellen Einflussfaktoren wurden für das nominale Toleranzmaß eine logistische Regression (s. *Tab. 4*) und für das ordinal gemessene Toleranzkriterium eine ordinale Regression (s. *Tab. 5*) berechnet (s. zur Einführung in diese beiden Regressionsmethoden *Rohrlack, 2007*). Hierbei lag der maximale „variance inflation factor“ der Prädiktoren bei 2,31 und damit weit unter dem im Schrifttum genannten Grenzwert von 10 (s. *Chatterjee/Price, 1991, S. 191*), so dass die Regressionsschätzungen nicht durch Kollinearitätsprobleme beeinträchtigt werden. Ebenso wurde unter Rückgriff auf einen Grenzwert von 1,0 für das *D*-Prüfmaß von *Cook* (s. *Chatterjee/Price, 1991, S. 86*) festgestellt, dass die Regressionen nicht durch einzelne Ausreißerfälle verzerrt werden (Maximalwert von *Cook's D* in der Stichprobe = 0,77). Beide Regressionen wurden durch Vergleiche von Mittelwerten und Medianausprägungen der unabhängigen Variablen in Teilstichproben mit divergierender Preistoleranz ergänzt.

Wie aus *Tab. 4* und *5* zu entnehmen ist, sprechen sowohl für die logistische als auch die ordinale Regression jeweils das Likelihood-Ratio-Testergebnis und die Pseudo- $R^2$ -Statistik von *Nagelkerke* für eine hohe Erklärungsgüte des geschätzten Regressionsmodells in seiner Gesamtheit. Damit ist eine Interpretation der Regressionskoeffizienten *b* und der Effektkoeffizient *exp(b)* für die elf unabhängigen Variablen sinnvoll möglich. Hierbei beschreiben die Effektkoeffizienten das Verhältnis der Eintrittswahrscheinlichkeit eines „Ereignisses“ (z.B. Preistoleranz für Ökostrom vorhanden oder Zuzahlungsbereitschaft von 5% vorhanden) zu seiner Gegenwahrscheinlichkeit. Beispielsweise besagt der Effektkoeffizient von 4,45 (0,57) für den Einflussfaktor „Einstellung zum Umweltschutz“ („monatliche Stromrechnungshöhe“) in *Tab. 4*, dass die Chance, dass ein Proband Preistoleranz für Ökostrom aufweist, sich um den Faktor 4,45 (0,57) zu 1 gegenüber der Ausgangswahrscheinlichkeit für eine fehlende Preistoleranz verändert, wenn die Ausprägung der Umweltschutzskala (Stromrechnungsskala) um eine Einheit steigt.

Die in *Tab. 4* und *5* für das Konstrukt „Einstellung zum Umweltschutz“ berichteten Regressionsergebnisse lassen erkennen, dass sich diese Einstellung, wie in *Hypothese H<sub>1</sub>* postuliert, hoch signifikant positiv auf die Preistoleranz für Ökostrom auswirkt. Die Mittel- und Medianwerte der Umwelteinstellung bei unterschiedlichen Preistoleranzniveaus deuten darauf hin, dass eine positive Einstellung zum Umweltschutz sich eher darauf auswirkt, ob eine Person überhaupt bereit ist, einen Preisaufschlag für Ökostrom zu zahlen und weniger (linear) auf die prozentuale Aufschlagshöhe.

Die *Hypothese H<sub>2</sub>* wird in unserer Stichprobe ebenfalls weitgehend bestätigt, da mit einer Zunahme der Zufriedenheit mit dem bzw. des Vertrauens in den eigenen Stromanbieter auch die

*Tab. 4: Logistische Regression der Preistoleranz und Ausprägungen potenzieller Einflussfaktoren bei vorhandener und nicht vorhandener Preistoleranz*

Potenzielle Einflussfaktoren	Regressionsparameter <sup>a</sup> (n = 192)		Univariate Lagestatistiken (n = 235) <sup>b</sup>					
	b	exp (b)	Preistoleranz vorhanden			Keine Preistoleranz		
			M	S	Median	M	S	Median
1. Einstellung zum Umweltschutz	1,49**	4,45**	4,47***	0,34	4,50***	3,69***	0,97	3,75***
2. Einstellung zum eigenen Stromanbieter	0,78**	2,18**	3,37***	0,78	3,67***	2,88***	0,87	2,67***
3. Schwierigkeit Stromanbieterwechsel	0,11	1,12	3,11	0,90	3,33	3,21	0,87	3,33
4. Ökologisches Sparverhalten im Haushalt	0,48*	1,62*	3,81***	0,96	4,00***	3,09***	1,04	3,00***
5. Soziale Verhaltensverstärkung/-ausrichtung	0,54**	1,71**	3,18***	1,14	3,00***	2,22***	0,98	2,00***
6. Ökostromwissen	0,28*	1,33*	7,23	1,36	8,00	6,94	1,43	8,00
7. Eigene Finanzrestriktionen bei Ökostromförderung	–0,19	0,83	2,88*	1,45	3,00	3,22*	1,21	3,00
8. Monatliche Stromrechnungshöhe <sup>c</sup>	–0,57**	0,57**	2,88	1,10	3,00	3,07	1,20	3,00
9. Haushaltsgröße	1,13***	3,11***	2,20***	1,09	2,00***	1,72***	0,72	2,00***
10. Alter	–0,04*	0,97*	44,17	13,79	43,00	45,06	15,27	45,50
11. Geschlecht (1 = Weiblich; 0 = Männlich)	0,29	1,33	0,46	0,50	–	0,39	0,49	–
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0,56							
Likelihood Ratio $\chi^2$	160,47***							
	(df = 11,180)							

a) Der Teilstichprobe der 102 Probanden mit Bereitschaft zur Mehrzahlung für Ökostrom wird der Wert 1 zugeordnet, der Teilstichprobe ohne diese Bereitschaft der Wert 0. Es werden unstandardisierte Regressionsgewichte *b* und Effektkoeffizienten *exp (b)* berichtet, deren Signifikanz mittels des *Wald*-Tests geprüft wird. Der Anteil der mittels der Regressionsfunktion korrekt auf die beiden Teilstichproben zugeordneten Fälle beläuft sich auf 81,3%. Das entspricht einer Klassifikationsverbesserung von 31,1 Prozentpunkten gegenüber einer Klassifikation nach dem „naiven“ Prinzip, dass die 192 Fälle proportional zum Anteil der beiden Teilgruppen an der Gesamtzahl der Beobachtungen („proportional chance criterion“; s. Rohrlack (2007) S. 203) zugeordnet werden. Zur Operationalisierung der Einflussfaktoren s. Tab. 2 und 3.

b) Die Signifikanz der Mittelwertunterschiede wird mittels paarweiser *t*-Tests überprüft, wobei separate Varianzschätzungen vorgenommen werden, wenn gemäß *Levene*’s Test auf Varianzhomogenität mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% keine Varianzgleichheit in den beiden Teilstichproben anzunehmen ist. Die Signifikanz der Medianunterschiede wird mittels nicht-parametrischer Median-Tests ermittelt.

c) Fallzahl bei univariatem Mittelwert-/Medianvergleich = 192.

+  $p \leq 0,10$  \*  $p \leq 0,05$  \*\*  $p \leq 0,01$  \*\*\*  $p \leq 0,001$  (zweiseitig).

Preistoleranz ansteigt (s. Variable 2 in Tab. 4 und 5). Der Toleranzeffekt ist für dieses Konstrukt jedoch weniger stark als für die Einstellung zum Umweltschutz. So ist eine geringe Preisaufschlagsbereitschaft von 0,5% auch bei einer weniger positiven Einstellung zum eigenen Stromanbieter zu beobachten; erst Preistoleranzen ab 1% setzen nach unseren Daten typischerweise eine deutlich positivere Einstellung zum eigenen Stromanbieter voraus (s. Variable 2 in Tab. 5).

*Tab. 5: Ordinale Regression der Preistoleranz und Ausprägungen potenzieller Einflussfaktoren bei unterschiedlichen Preistoleranzniveaus*

Potenzielle Einflussfaktoren	Lageschätzer Regression <sup>a</sup> (n = 191)		Mittelwerte (Mediane) bei 5 PT-Niveaus <sup>b</sup>					Signifikanzniveau Gesamtunterschiedlichkeit <sup>c</sup>	
	b	exp (b)	Bis 0,5%	1%	2%	5%	10%	M	(Median)
1. Einstellung zum Umweltschutz	1,27***	3,55***	4,45 (4,50)	4,33 (4,40)	4,42 (4,50)	4,48 (4,50)	4,53 (4,70)	0,001	(0,001)
2. Einstellung zum eigenen Stromanbieter	0,33+	1,39+	2,92 (2,67)	3,54 (3,67)	3,53 (3,67)	3,31 (3,67)	3,40 (3,67)	0,001	(0,001)
3. Schwierigkeit Stromanbieterwechsel	-0,14	0,87	3,38 (3,33)	3,42 (3,33)	3,33 (3,33)	2,94 (3,00)	2,64 (2,33)	0,010	(0,612)
4. Ökologisches Sparverhalten im Haushalt	0,34+	1,40+	3,73 (4,00)	4,24 (4,00)	4,00 (4,00)	3,83 (3,75)	3,19 (3,25)	0,001	(0,001)
5. Soziale Verhaltensveränderung/-ausrichtung	0,42**	1,52**	2,42 (2,50)	3,32 (3,00)	3,58 (4,00)	3,08 (3,00)	3,15 (3,00)	0,001	(0,001)
6. Ökostromwissen	0,18+	1,19+	7,08 (8,00)	6,63 (6,00)	7,10 (8,00)	7,53 (8,00)	7,45 (8,00)	0,145	— <sup>d</sup>
7. Eigene Finanzrestriktionen bei Ökostromförderung	-0,31*	0,74*	3,08 (3,00)	3,63 (4,00)	3,45 (3,00)	2,39 (2,00)	2,29 (2,00)	0,000	(0,073)
8. Monatliche Stromrechnungshöhe	-0,34*	0,72*	3,10 (3,00)	2,87 (3,00)	3,07 (3,00)	2,75 (2,00)	2,82 (3,00)	0,770	(0,904)
9. Haushaltgröße	0,55***	1,73***	2,23 (2,00)	2,05 (2,00)	2,45 (2,00)	2,34 (2,00)	1,75 (2,00)	0,001	(0,011)
10. Alter	-0,04**	0,96**	49,46 (51,00)	48,95 (52,00)	46,35 (44,00)	40,79 (33,00)	38,96 (31,00)	0,073	(0,176)
11. Geschlecht (1 = Weiblich; 0 = Männlich)	-0,20	0,82	0,92	0,58	0,48	0,37	0,25	0,001	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0,43								
Likelihood Ratio $\chi^2$	99,37***								
	(df = 11,179)								

a) Messung der Preistoleranz als Ordinalvariable mit sechs Ausprägungsstufen von „nein“ bis Mehrpreisbereitschaft von „10%“; s. Tab. 1. Referenzkategorie sind die Probanden ohne Preistoleranz (n = 90). Als Schwellenschätzer wurden ermittelt für „Bis 0,5%“: 6,68, „1%“: 7,02, „2%“: 7,53, „5%“: 8,49 und „10%“: 10,06. Es werden unstandardisierte Regressionsgewichte *b* und Effektkoeffizienten *exp (b)* berichtet, deren Signifikanz mittels des Wald-Tests geprüft wird. Zur Operationalisierung der Einflussfaktoren s. Tab. 2 und 3.

b) PT = Preistoleranz. Fallzahlen der Teilstichproben für alle Einflussfaktoren mit Ausnahme des Faktors „Monatliche Rechnungshöhe“: „Bis 0,5%“: n = 13, „1%“: n = 19, „2%“: n = 31, „5%“: n = 38, „10%“: n = 24; „keine Preistoleranz“: n = 108. Entsprechende Fallzahlen für Variable 8: 10, 15, 27, 32, 17 und 90. Mittelwerte/Mediane für Teilstichprobe ohne Preistoleranz sind Tab. 4 zu entnehmen.

c) Einfaktorielle Varianzanalyse bzw. nicht-parametrischer Mediantest zur Ermittlung der Signifikanz der Mittelwert- bzw. Medianunterschiede über alle 6 Ausprägungen der abhängigen Variablen Preistoleranz.

d) Test nicht möglich, da alle Fälle Werte  $\leq$  Median aufweisen.

+  $p \leq 0,10$  \*  $p \leq 0,05$  \*\*  $p \leq 0,01$  \*\*\*  $p \leq 0,001$  (zweiseitig).

Hingegen ist *Hypothese H<sub>3</sub>*, wonach die wahrgenommene Schwierigkeit eines Stromanbieterwechsels sich negativ auf die Preistoleranz für Ökostrom auswirken sollte, mit den eigenen Beobachtungen nicht vereinbar (s. Variable 3 in *Tab. 4* und *5*): In den Regressionen erreicht der Effektkoeffizient für diese Variable jeweils keine statistische Signifikanz. Lediglich Probanden mit hoher Zuzahlungsbereitschaft von 5% oder 10% zeichnen sich gegenüber Befragten ohne Preistoleranz oder mit einer Aufschlagsakzeptanz von bis zu 2% hypothesenkonform dadurch aus, dass sie das Schwierigkeitsniveau eines Stromanbieterwechsels als vergleichsweise niedrig wahrnehmen.



Im Einklang mit *Hypothese H<sub>4</sub>* erreicht das (verbalisierte) ökologische Energiesparverhalten im eigenen Haushalt in der logistischen Regression ein auf dem 5%-Niveau signifikantes positives Einflussgewicht (s. Variable 4 in *Tab. 4*). In der ordinalen Regression (s. *Tab. 5*) hat das berichtete ökologische Sparverhalten im Haushalt allerdings nur noch einen auf dem 10%-Niveau marginal signifikanten Effekt auf die Höhe der Preistoleranz für Ökostrom. Diese Abschwächung ist darauf zurückzuführen, dass Probanden mit hoher Zuzahlungsbereitschaft von 5% oder 10% sich durch eher *weniger* stark ausgeprägtes Sparverhalten im Haushalt auszeichnen als Befragte mit Aufpreisakzeptanz von bis zu 2%.

*Hypothese H<sub>5</sub>*, wonach sich Überzeugungen bezüglich der Bewertung eines Ökostrombezugs durch Personen im eigenen Umfeld signifikant auf die Preistoleranz für Ökostrom auswirken sollen, findet sowohl in der logistischen als auch in der ordinalen Regression Unterstützung (s. Variable 5 in *Tab. 4* und *5*). Vor allem Befragte in den Teilstichproben mit Zuzahlungsbereitschaften ab 1% weisen deutlich höhere Mittelwerte und Mediane bezüglich der sozialen Unterstützungswahrnehmung auf als Respondenten ohne Preistoleranz.

Die *Hypothese H<sub>6</sub>* eines positiven Effekts von Ökostromwissen auf die Preistoleranz für Ökostrom wird durch die eigenen Befunde eher *nicht* unterstützt: Zwar erreichte das Einflussgewicht des Ökostromwissensindikators in der logistischen Regression ein Signifikanzniveau von 5% und in der ordinalen Analyse ein Niveau von 10% (s. Variable 6 in *Tab. 4* und *5*). Aber die bivariaten Mittelwert-/Medianvergleiche zwischen den sechs nach ihrem Preistoleranzniveau gebildeten Teilstichproben deuten eher auf geringe Wissensunterschiede hin. Ein methodischer Grund für die schwache Assoziation zwischen der Preistoleranz und dem eigenen Ökostromwissensniveau könnte der geringe Schwierigkeitsgrad unseres Wissensmaßes und die daraus resultierende niedrige Varianz dieser Variablen sein.

Hinsichtlich der mit *Hypothese H<sub>7</sub>* angesprochenen Assoziationen zwischen soziodemographischen Haushalts- sowie Personenmerkmalen einerseits und den Preistoleranzkriterien andererseits sind die Regressionsbefunde in *Tab. 4* und *5* insgesamt eher *nicht* hypothesenkonform: Gemäß den multivariaten Analysen haben die monatliche Stromrechnungshöhe eines Haushaltes und das Alter eines Befragten bzw. die Haushaltsgröße auch *nach* Neutralisierung der Einflüsse von sechs Einstellungs- und Wahrnehmungskonstrukten signifikant negative bzw. positive zusätzliche Effekte auf die Zahlungsbereitschaft für Ökostrom. Finanzrestriktionserfahrungen wirkten sich in der ordinalen Regression dahingehend signifikant auf die Höhe der Preistoleranz für Ökostrom aus, dass sehr geringe Restriktionen zu einer erkennbaren Steigerung der Akzeptanz der Zuschlagssätze von 5% oder 10% beitragen (s. Variable 7 in *Tab. 5*). Ersetzt man Variable 7 in jeder der beiden Regressionen durch das angegebene durchschnittliche Monatsnettoeinkommen eines Haushaltes im Jahr 2007, so erreicht dieser Prädiktor ein Signifikanzniveau von  $p \leq 0,58$  bzw.  $p \leq 0,17$  in der logistischen bzw. ordinalen Regression. Die Einkommenshöhe eines Haushaltes hat somit nach Neutralisierung anderer psychologischer und soziodemographischer Variablen *per se keinen* eigenständigen signifi-

kanten Effekt auf die Zahlungsbereitschaftshöhe für Ökostrom. Bei Einbezug der Einkommensvariablen sind die Einflussstärken des ökologischen Sparverhaltens im Haushalt in beiden Regressionen (s. Variable 4 in *Tab. 4* und 5) und der Variablen Alter in der logistischen Regression (s. Variable 10 in *Tab. 4*) nicht mehr mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% statistisch signifikant. Hypothesenkonform wurden für das Merkmal Geschlecht in beiden Regressionen keine signifikanten Preistoleranzeffekte festgestellt. Alles in allem ist somit nach den Ergebnissen in *Tab. 4* und 5 mit einer deutlich überdurchschnittlichen Preistoleranz für Ökostrom bei Personen zu rechnen, die eine für ihre Haushaltsgröße niedrige Stromrechnung aufweisen, nicht allein leben und jünger als 40 Jahre alt sind. Umgekehrt ist mit hoher Wahrscheinlichkeit keine Preistoleranz für Ökostrom zu erwarten, wenn man eine allein lebende, über 50 Jahre alte Person mit einer relativ hohen Stromrechnung anspricht.

Insgesamt zeigen die Regressionen, dass die elf erfassten psychologischen und soziodemographischen Variablen geeignet sind, um einen signifikanten Anteil der Preistoleranz für Ökostrom in der Stichprobe privater Kunden zu erklären.

## 6.5 Schlussfolgerungen

In der eigenen Studie wurden 238 private Stromkunden telefonisch befragt, um ihre Preistoleranz für den Bezug von Ökostrom sowie psychologische und soziodemographische Einflussfaktoren der Preistoleranz zu erkunden. In der Stichprobe waren 53,4% der Teilnehmer bereit, für Ökostrom einen Aufschlag gegenüber dem Preis zu zahlen, der ihrer jetzigen Stromrechnung zugrunde liegt. Mit einer Ökostromzuzahlung von 5% oder 10% auf die bisherigen Preise erklärten sich aber nur 26,1% der Befragten einverstanden. Damit war bei fast drei Viertel der Befragten die Preistoleranz für Ökostrom nicht so stark ausgeprägt, dass sie problemlos zur Deckung der Vergütungsaufschläge ausreicht, die in Deutschland für private Haushalte bis zum Jahr 2020 für die Erzeugung von Strom aus regenerativen Energiequellen zu erwarten sind (vgl. *Wenzel et al.*, 2006, S. 148f.; *Christ/Bothe*, 2007, S. 6 u.21; *BDEW*, 2008, wonach unter Anwendung des EEG bis 2020 mit Zuschlägen zwischen 2,9% und 5,4% auf die Haushaltszahlungen für Strom aus herkömmlichen Quellen bedingt durch den Einsatz erneuerbarer Energiequellen in Deutschland zu rechnen ist und der gezahlte Ist-Aufschlag Anfang 2008 bei 5% lag). Diese Befunde weichen stark von Ergebnissen bei *Christ/Bothe* (2007, S. 34) ab, die auf Basis einer Internetbefragung von 109 Personen (davon 68% zwischen 18 und 30 Jahre alt, 63% Männer und 33% Schüler/Studenten; s. *Christ/Bothe*, 2007, S. 21) zu dem Fazit gelangen, dass die „... Zahlungsbereitschaft der privaten Haushalte [in Deutschland] ... zur Deckung der prognostizierten Mehrkosten [für Ökostrom] zu jedem Zeitpunkt der nächsten zehn Jahre ausreicht.“ Diese Diskrepanz kann durch Selbstselektionseffekte bei Online-Befragungen erklärt werden, die dazu führen, dass die soziodemographische Struktur des Samples von *Christ/Bothe* (2007) wesentlich stärker von der Struktur der Bevölkerung in Deutschland abweicht als die der eigenen Stichprobe. Aufgrund dieser Divergenz sowie der ungestützten Erhebung absoluter Mehrzahlungsbeträge dürfte die Höhe der Zahlungsbereitschaft für Öko-

strom in der Gesamtbevölkerung in Deutschland von *Christ/Bothe* (2007) stark überschätzt worden sein.

Stellt man den Einwand zurück, dass auch unsere Stichprobe keine Repräsentativität für die 18–65-jährige Bevölkerung/private Haushalte in Deutschland in Anspruch nehmen kann, so implizieren unsere Befunde zu Ausprägungen der Preistoleranz für Ökostrom für die staatliche Umweltpolitik und private EVU in Deutschland, dass – trotz einer sehr positiven Einstellung zum Umweltschutz allgemein in der Bevölkerung – die Bereitschaft des Einzelnen, tatsächlich für den Einsatz erneuerbarer Energien zur Stromerzeugung zusätzliche, über einen marginalen Prozentbetrag hinausgehende Entgelte zu zahlen, nicht als im Regelfall hinreichend vorhanden vorausgesetzt werden darf. Demnach stehen staatliche und staatsnahe Institutionen wie Ministerien, Parlamente, (Hoch-)Schulen oder Verbraucherschutzorganisationen vor der Aufgabe, über zielgruppengerechte Kommunikationsinhalte und -medien wohl noch intensiver als in der Vergangenheit über die Beiträge regenerativer Energien zur Verringerung von Umweltproblemen, aber auch über die Kosten dieser Beiträge, zu informieren.

Für EVU deutet die Heterogenität der Preistoleranz für Ökostrom in der Stichprobe darauf hin, dass es sinnvoll ist, Instrumente des Marketingmix unterschiedlich für Kundengruppen mit hoher versus niedriger Preistoleranz für Ökostrom auszugestalten. Nach unseren Ergebnissen ist die Preistoleranz für Ökostrom zumeist hoch bei umweltbewussten Kunden mit positiver Einstellung zum eigenen EVU und gutem Basiswissen über Ökostrom, die sich durch Meinungen Anderer in ihrem Umfeld zu Ökostrom beeinflussen lassen, die bereits Schritte zum sparsamen Umgang mit Strom in ihrem Haushalt umgesetzt haben, die keine engen Finanzrestriktionen bei der Gestaltung ihres Lebensalltags wahrnehmen, die nicht älter als 40 Jahre sind, die nicht als „Single“ in ihrem Haushalt leben und die eine niedrige Stromrechnung (*nach* Neutralisierung der Rechnungshöheneffekte der Haushaltsgröße) aufweisen. Diese Zielgruppe könnte mit einer Ökostrommarke angesprochen werden, welche die Einspeisung von Strom mit einem hohen Erzeugungsanteil aus regenerativen Energien zu einem deutlich wahrnehmbaren Mehrpreis anbietet. Für Kunden, die sich durch ein entgegengesetztes Profil der eben genannten psychologischen sowie soziodemographischen Merkmale auszeichnen, sind hingegen Marketingmaßnahmen zu entwickeln, die auf eine Sensibilisierung für die Implikationen des unveränderten Einsatzes herkömmlicher Energiequellen für die Umwelt generell und für die persönliche Lebensqualität im Speziellen zielen (so auch *Hansla et al.*, 2008, S. 773).

Der signifikant negative Einfluss, der gemäß unseren Befunden von der *Höhe der Stromrechnung* eines Haushaltes *nach* Neutralisierung der Effekte der übrigen zehn erfassten Variablen auf die Preistoleranz für Ökostrom ausgeht (s. übereinstimmend auch *Hansla et al.*, 2008, S. 772), spricht dafür, dass EVU und staatliche umweltpolitische Entscheider der Höhe sowie der Begründung von Aufpreisen für Ökostrom besonderes Augenmerk widmen sollten. Unsere Ergebnisse deuten darauf hin, dass die empfundene *Preisfairness* i.S. der „Wahrnehmung

der Gerechtigkeit des Preisgebarens eines Anbieters durch einen Nachfrager“ (Diller, 2008, S. 164) negativ beeinflusst wird, wenn ein Kunde an ein EVU, dessen Strompreise bereits ohne einen Zuschlag für Ökostrom nach oben von „marktüblichen“ oder von anderen Stromnachfragern bezahlten Preisen abweichen, noch höhere Preise für Ökostrom bezahlen soll. Kunden von Anbietern, deren Preise *ceteris paribus* zu überdurchschnittlichen Stromrechnungen führen, scheinen nicht etwa generell eine negative(re) Einstellung zum Umweltschutz zu haben oder sich weniger um Energieersparnis im eigenen Haushalt zu bemühen, sondern die Austauschbeziehung zu ihrem EVU so wahrzunehmen, dass ihr Lieferant seine Position in unangemessener Weise einseitig zu ihren Ungunsten ausnutzt, sich also „unfair“ mit der Konsequenz verhält, dass die Kunden dem Anbieter keine Preiserhöhungen für Ökostrom „gönnen“. Im Einklang mit dieser Interpretation korrelierte in unserer Stichprobe die Stromrechnungshöhe eines Befragten signifikant negativ mit der Einstellung zum eigenen Stromanbieter, aber nicht signifikant mit der Einstellung zum Umweltschutz und dem ökologischen Sparverhalten im Haushalt (s. Tab. 3).

Demnach sollten EVU mit deutlich über dem deutschlandweiten Durchschnitt liegenden Haushaltspreisen für Strom generell und für Ökostrom im Besonderen nicht darauf setzen, dass die eigenen Kunden diese Preise/Aufschläge wegen hoher Kosten des Wechsels zu Wettbewerbern letztlich folgenlos hinnehmen werden bzw. müssen. Vielmehr empfiehlt es sich gerade auch für diese EVU ihren Kunden gegenüber die relative Lage der eigenen Preise und insbesondere Aufschläge für Ökostrom durch „richtige, schnell überschaubare, ungeschönte und vollständige Informationen“ (Diller, 2008, S. 167) zu *begründen*; hierbei können je nach Situation unterschiedliche Wege (z.B. Rechnungsbeilagen, Kundenzeitschriften, Massenmedien, Call Center, Vertriebsstützpunkte/-mitarbeiter) angemessen sein. Eine entsprechende *erklärende Preiskommunikation* stellt auch eine Maßnahme dar, mit der EVU versuchen können, die in der eigenen Stichprobe überwiegend nicht sonderlich positive Einstellung privater Kunden zum eigenen Stromanbieter zu verbessern oder trotz aktuell in Deutschland erheblich steigender Energiepreise zumindest auf dem bisherigen Niveau zu stabilisieren.

Die eigene Studie konnte und wollte nur einen ersten Beitrag zur Erkundung von individuellen Einflussfaktoren auf die Preistoleranz für Ökostrom leisten, der zukünftige Forschungsarbeiten zur Überprüfung und zum Ausbau der vorgelegten Befunde anregt. Solche Arbeiten haben nicht nur die Repräsentativitätsbeschränkungen unserer Stichprobe zu überwinden. Sie sollten auch hinsichtlich der *abhängigen* Preistoleranzkriterien erstens Erweiterungen in Richtung auf Erhebungen vornehmen, deren Skalenniveaus über die hier gewählten nominalen und ordinalen Messungen hinausgehen. Allerdings sind valide Messungen der Mehrzahlungsbereitschaft von privaten Stromkunden für Ökostrom dann eher zu erwarten, wenn die Probanden während der Datengenerierung mit Informationen zu marktüblichen Haushaltsstrompreisen pro kWh und zu typischen Stromverbrauchsmengen für verschiedene Haushaltsgrößen „gestützt“ werden, da bei Strom das Preis- und Verbrauchswissen privater Kunden nicht durchweg als stark ausgeprägt angenommen werden darf (s. als Beispiel für ein experimentel-

les Studiendesign, das diese Anforderung beachtet, *Menges et al.*, 2004a, S. 251-253). Zweitens ist die Messung von Zahlungsintentionen durch die Erfassung des tatsächlichen Zahlungs-/Bezugsverhaltens für Ökostrom zu ergänzen, da in der empirischen betriebswirtschaftlichen Forschung der Grad der Kongruenz von reaktiven Verhaltensabsichtsaussäuerungen (in hypothetischen Situationen) und tatsächlichem Verhalten bei Unternehmenskunden sowie -mitarbeitern seit langem strittig ist (s. grundsätzlich z.B. *Chandon et al.*, 2005, S. 1-4 u. 10-12; *Diller*, 2008, S. 183f. sowie mit Bezug zu Ökostrompreisen *Menges et al.*, 2004a, S. 250; *Hansla et al.*, 2008, S. 773).

Bezüglich der *unabhängigen* Variablen hat sich die vorliegende Studie auf individuelle Einstellungs- und Wahrnehmungskonstrukte sowie personen-/haushaltsbezogene Merkmale auf der Nachfragerseite beschränkt. Zukünftige Arbeiten sollten diese Limitation aufgeben, indem sie auch (objektiv ermittelbare) Charakteristika auf der Anbieter-/Angebotsseite von Strommärkten wie die Höhe des Ökostromanteils, die Art der eingesetzten regenerativen Energiequellen (z.B. Sonnen- oder Windenergie), die Art der bei Mischstromangeboten eingesetzten herkömmlichen Energieträger (z.B. Atomspaltung oder Gas) oder die Wettbewerbsintensität am Haushaltswohnort als potenzielle Determinanten der Preistoleranz für Ökostrom betrachten (s. zu entsprechenden Erweiterungsmöglichkeiten etwa *Roe et al.*, 2001, S. 921; *Menges et al.*, 2004b, S. 100f.; *Borchers et al.*, 2007, S. 3331-3334; *Christ/Bothe*, 2007, S. 29f.).

Lässt man schließlich den Bezugsrahmen der eigenen Studie, der Preisaspekte von Ökostromangeboten als abhängige Variablen interpretiert, hinter sich, so gelangt man zu Problemstellungen, bei denen das Preisverhalten privater Stromkunden und die Preisgestaltung von EVU im Hinblick auf Ökostrom zu *unabhängigen* (Gestaltungs-)Parametern werden. Da wissenschaftliche Publikationen zu Preiselastizitäten der Ökostromnachfragemenge privater Haushalte (in Deutschland), die gleichermaßen für die betriebswirtschaftliche Positionierung von EVU und für umweltpolitische Entscheidungen staatlicher Instanzen von hoher praktischer Bedeutung sind, bislang fehlen, besteht auch in dieser Hinsicht ein erheblicher weiterer Forschungsbedarf.

## Literatur

- Ajzen, I.* (1991): The theory of planned behavior. In: *Organizational Behavior & Human Decision Processes*, 50: 179-211.
- Arkesteijn, K./Oerlemans, L.* (2005): The early adoption of green power by Dutch households. An empirical exploration of factors influencing the early adoption of green electricity for domestic purposes. In: *Energy Policy*, 33: 183-196.
- Bakay, Z./Rennhak, C.* (2004): Kundenzufriedenheitsmessung im Low-Involvement-Produkt Strom. Munich Business School Working Paper Nr. 6. URL: <http://www.munich-business-school.de/wissen/working-papers.html>, Abruf am 28.09.2008.
- Balderjahn, I.* (2004): Nachhaltiges Marketing-Management. Stuttgart: Lucius & Lucius.
- Bang, H.-K./Ellinger, A.E./Hadjimarcou, J./Traichal, P.A.* (2000): Consumer concern, knowledge, belief, and attitude toward renewable energy: An application of the reasoned action theory. In: *Psychology & Marketing*, 17: 449-468.

- Bansal, H.S./Taylor, S.F.* (1999): The service provider switching model (SPSM). A model of consumer switching behavior in the services industry. In: *Journal of Service Research*, 2: 200-218.
- Bansal, H.S./Taylor, S.F./James, Y.S.* (2005): "Migrating" to new service providers: Toward a unifying framework of consumers' switching behaviours. In: *Journal of the Academy of Marketing Science*, 33: 96-115.
- Batley, S.L./Fleming, P.D./Urwin, P.* (2000): Willingness to pay for renewable energy: Implications for UK green tariff offerings. In: *Indoor and Built Environment*, 9: 157-170.
- Batley, S.L./Colbourne, D./Fleming, P.D./Urwin, P.* (2001): Citizen versus consumer: Challenges in the UK green power market. In: *Energy Policy*, 29: 479-487.
- BDEW* (2008): Verbraucher wählen mehr Ökostrom-Produkte. Pressemitteilung vom 25.04.2008. URL: [http://www.bdew.de/bdew.nsf/id/DE\\_20080425\\_PM\\_Verbraucher\\_waehlen\\_mehr\\_Oekostrom-Produkte?open](http://www.bdew.de/bdew.nsf/id/DE_20080425_PM_Verbraucher_waehlen_mehr_Oekostrom-Produkte?open), Abruf am 22.09.2008.
- Bech-Larsen, T./Grunert, K.* (2001): Konsumentenentscheidungen bei Vertrauensentscheidungen: Eine Untersuchung am Beispiel des Kaufes von ökologischen Lebensmitteln in Deutschland und Dänemark. In: *Marketing ZFP*, 23: 188-197.
- BMU* (2008a): Erneuerbare Energien in Zahlen – nationale und internationale Entwicklung. URL: [http://www.bmu.de/erneuerbare\\_energien/downloads/doc/2720.php](http://www.bmu.de/erneuerbare_energien/downloads/doc/2720.php), Abruf am 24.09.2008.
- BMU* (2008b): Erfahrungsbericht 2007. URL: [http://www.bmu.de/files/pdfs/allgemein/application/pdf/erfahrungsbericht\\_eeg\\_2007.pdf](http://www.bmu.de/files/pdfs/allgemein/application/pdf/erfahrungsbericht_eeg_2007.pdf), Abruf am 24.09.2008.
- Borchers, A.M./Duke, J.M./Parsons, G.R.* (2007): Does willingness to pay for green energy differ by source? In: *Energy Policy*, 35: 3327-3334.
- Bruhn, M./Meffert, H.* (2006): Umweltbewusstsein der Bevölkerung in der Bundesrepublik Deutschland – empirische Ergebnisse einer Langzeitstudie. In: *Die Unternehmung*, 60: 7-26.
- Burnham, T.A./Frels, J.K./Mahajan, V.* (2003): Consumer switching costs: A typology, antecedents, and consequences. In: *Journal of the Academy of Marketing Science*, 31: 109-126.
- Byrnes, B./Jones, C./Goodman, S.* (1999): Contingent valuation and real economic evidence from electric utility green pricing programmes. In: *Journal of Environmental Planning and Management*, 42: 149-166.
- Chandon, P./Morwitz, V.G./Reinartz, W.J.* (2005): Do intentions really predict behavior? Self-generated validity effects in survey research. In: *Journal of Marketing*, 69(2): 1-14.
- Chatterjee, S./Price, B.* (1991): *Regression Analysis by Example*, 2<sup>nd</sup> ed. New York: Wiley.
- Christ, S./Bothe, D.* (2007): Bestimmung der Zahlungsbereitschaft für erneuerbare Energien mit Hilfe der Kontingenten Bewertungsmethode. Energiewirtschaftliches Institut an der Universität zu Köln (EWI), Working Paper Nr. 07/1. URL: <http://www.ewi.uni-koeln.de/fileadmin/user/WPs/ewiwp0701.pdf>, Abruf am 24.09.2008.
- Clark, C.F./Kotchen, M.J./Moore, M.R.* (2003): Internal and external influences on pro-environmental behavior: Participation in a green electricity program. In: *Journal of Environmental Psychology*, 23: 237-246.
- Curry, T.E./Reiner, D.M./Figueiredo, M.A./Herzog, H.J.* (2005): A survey of public attitudes towards energy & environment in Great Britain. Massachusetts Institute of Technology, Laboratory for Energy and the Environment, Working Paper Nr. MIT LFEE 2005-001 WP. URL: [http://sequestration.mit.edu/pdf/LFEE\\_2005-001\\_WP.pdf](http://sequestration.mit.edu/pdf/LFEE_2005-001_WP.pdf), Abruf am 22.09.2008.
- Deutscher Bundestag* (2004): Gesetz zur Neuregelung des Rechts der erneuerbaren Energien im Strombereich. In: *Bundesgesetzblatt*, Jg. 2004, Teil I Nr. 40, ausgegeben zu Bonn am 31. Juli 2004: 1918-1930.
- Diekmann, A./Preisendörfer, P.* (1992): Persönliches Umweltverhalten. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 44: 226-251.
- Diaz-Rainey, I./Ashton, J.K.* (2007): Characteristics of UK consumers' willingness to pay for green energy. URL: [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1030530](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1030530), Abruf am 25.09.2008.

- Diller, H.* (2008): Preispolitik, 4. Aufl. Stuttgart: Kohlhammer.
- Farhar, B.C./Coburn, T.C.* (1999): Colorado homeowner preferences on energy and environmental policy. URL: [http://www.eere.energy.gov/greenpower/resources/pdfs/farhar\\_25285.pdf](http://www.eere.energy.gov/greenpower/resources/pdfs/farhar_25285.pdf), Abruf am 26.09.2008.
- Gierl, H./Stumpp, S.* (1999): Der Einfluß von Kontrollüberzeugungen und globalen Einstellungen auf das umweltbewußte Konsumentenverhalten. In: *Marketing ZFP*, 21: 121-129.
- Goetz, S.M./Stuck, A.E./Hirschi, A./Gillmann, G./Dapp, U./Nikolaus, T./Minder, C.E./Beck, J.C.* (2001): Test-Retest-Reliabilität eines deutschsprachigen multidimensionalen Assessmentinstruments bei älteren Personen. In: *Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie*, 34: 196-206.
- Gossling, S./Kunkel, T./Schumacher, K./Heck, N./Birkemeyer, J./Froese, J./Naber, N./Schliermann, E.* (2005): A target group-specific approach to “green” power retailing: Students as consumers of renewable energy. In: *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 9: 69-83.
- Haan, G./Kuckartz, U.* (1996): Umweltbewußtsein. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Hansla, A./Gamble, A./Juliussen, A./Gärling, T.* (2008): Psychological determinants of attitude towards and willingness to pay for green electricity. In: *Energy Policy*, 36: 768-774.
- Hartmann, P./Apaolaza Ibáñez, V.* (2007): Managing customer loyalty in liberalized residential energy markets: The impact of energy branding. In: *Energy Policy*, 35: 2661-2672.
- Henseler, J.* (2006): Das Wechselverhalten von Konsumenten im Strommarkt. Wiesbaden: DUV.
- Homburg, C.* (2007): Betriebswirtschaftslehre als empirische Wissenschaft – Bestandsaufnahme und Empfehlungen. In: *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung – Sonderheft 56/07*: 27-60.
- Homburg, C./Koschate, N./Hoyer, W.D.* (2005): Do satisfied customers really pay more? A study of the relationship between customer satisfaction and willingness to pay. In: *Journal of Marketing*, 69(2): 84-96.
- Ivanova, G.* (2005): Queensland consumer’s willingness to pay for electricity from renewable energy sources. Paper presented at the ANZSEE Conference, New Zealand: Massey University: 85-100. URL: [http://www.anzsee.org/anzsee2005papers/Ivanova\\_%20WTP\\_for\\_renewable\\_energy.pdf](http://www.anzsee.org/anzsee2005papers/Ivanova_%20WTP_for_renewable_energy.pdf), Abruf am 24.09.2008.
- Joskow, P.L.* (2006): Markets for power in the United States: An interim assessment. In: *Energy Journal*, 27: 1-36.
- Kaas, K.P.* (1993): Informationsprobleme auf Märkten für umweltfreundliche Produkte. In: Wagner, G. (Hrsg.): *Betriebswirtschaft und Umweltschutz*. Stuttgart: Schäffer-Poeschel: 29-43.
- Kinnunen, K.* (2004): Electricity network regulation: Practical implementation in the nordic countries. In: Hirschhausen, C./Beckers, T./Mitusch, K. (Hrsg.): *Trends in Infrastructure Regulation and Financing*. Cheltenham: Edward Elgar: 253-276.
- Koschate, N.* (2006): Preisbezogene Auswirkungen von Kundenzufriedenheit. In: Homburg, C. (Hrsg.): *Kundenzufriedenheit*, 6. Aufl. Wiesbaden: Gabler: 91-117.
- Kotchen, M.J./Moore, M.R.* (2007): Private provision of environmental public goods: Household participation in green-electricity programs. In: *Journal of Environmental Economics and Management*, 53: 1-16.
- Kuckartz, U.* (1998): Umweltbewußtsein und Umweltverhalten. Berlin: Springer.
- Kuckartz, U./Rheingans-Heintze, A.* (2006): Trends im Umweltbewusstsein. Wiesbaden: VS Verlag.
- Liebe, U.* (2007): Zahlungsbereitschaft für kollektive Umweltgüter. Wiesbaden: VS Verlag.
- Martinot, E.* (2006): Globaler Statusbericht. Untersuchung im Auftrag des Renewable Energy Policy Network for the 21st Century (REN21). URL: [http://www.ren21.net/pdf/RE\\_GSR\\_2006\\_Update\\_DE.pdf](http://www.ren21.net/pdf/RE_GSR_2006_Update_DE.pdf), Abruf am 26.09.2008.
- Meffert, H./Bruhn, M.* (1996): Das Umweltbewußtsein von Konsumenten. In: *Die Betriebswirtschaft*, 56: 631-648.

- Menges, R./Schröder, C./Traub, S. (2004a): Erhebung von Zahlungsbereitschaften für Ökostrom. In: Marketing ZFP, 26: 247-258.
- Menges, R./Schröder, C./Traub, S. (2004b): Umweltbewusstes Konsumentenverhalten aus ökonomischer Sicht: Eine experimentelle Untersuchung der Zahlungsbereitschaft für Ökostrom. In: Umweltpsychologie, 8: 84-106.
- Nomura, N./Akai, M. (2004): Willingness to pay for green electricity in Japan as estimated through contingent valuation method. In: Applied Energy, 78: 453-463.
- Nunnally, J.C. (1967): Psychometric Theory. New York: McGraw-Hill.
- Peterson, R.A. (1994): A meta-analysis of Cronbach's coefficient Alpha. In: Journal of Consumer Research, 21: 381-391.
- Preisendörfer, P. (1999): Umwelteinstellungen und Umweltverhalten in Deutschland. Opladen: Leske & Budrich.
- Riechmann, C. (2004): Strommarktregulierung in Großbritannien. In: Leprich, U./Georgi, H./Evers, E. (Hrsg.): Strommarktliberalisierung durch Netzregulierung. Berlin: Berlin Wirtschaftsverlag: 157-168.
- Roe, B./Teisl, M.F./Levy, A./Russell, M. (2001): US consumers' willingness to pay for green electricity. In: Energy Policy, 29: 917-925.
- Rohrlack, C. (2007): Logistische und Ordinale Regression. In: Albers, S. et al. (Hrsg.): Methodik der empirischen Forschung, 2. Aufl. Wiesbaden: Gabler: 199-214.
- Rowlands, I.H./Parker, P./Scott, D. (2002): Consumer perceptions of "green power". In: Journal of Consumer Marketing, 19: 112-129.
- Rowlands, I.H./Parker, P./Scott, D. (2003): Consumers and green electricity: Profiling potential purchasers. In: Business Strategy and the Environment, 12: 36-48.
- Statistisches Bundesamt (2007): Statistisches Jahrbuch 2007. URL: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Querschnittsveroeffentlichungen/StatistischesJahrbuch/JahrbuchDownload,templateId=renderPrint.psml>, Abruf am 23.09.2008.
- Stock, R. (2003): Der Einfluss der Kundenzufriedenheit auf die Preissensitivität von Firmenkunden. In: Die Betriebswirtschaft, 63: 333-348.
- Stone, G./Barnes, J.H./Montgomery, C. (1995): Ecoscale: A scale for the measurement of environmentally responsible consumers. In: Psychology & Marketing, 12: 595-612.
- Trommsdorff, V. (2004): Konsumentenverhalten, 6. Aufl. Stuttgart: Kohlhammer.
- Wenzel, B./Staiß, F./Nitsch, J./Fischedick, M. (2006): Stromerzeugung aus Erneuerbaren Energien: Ausbau und Kostenentwicklung bis 2020. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 30: 141-151.
- Whitehead, J.C./Cherry, T.L. (2007): Willingness to pay for a green energy program: A comparison of ex-ante and ex-post hypothetical bias mitigation approaches. In: Resource and Energy Economics, 29: 247-261.
- Wiser, R.H. (2007): Using contingent valuation to explore willingness to pay for renewable energy: A comparison of collective and voluntary payment vehicles. In: Ecological Economics, 62: 419-432.
- Wricke, M. (2000): Preistoleranz von Nachfragern. Wiesbaden: DUV.
- Zarnikau, J. (2003): Consumer demand for green power and energy efficiency. In: Energy Policy, 31: 1661-1672.



**7. Torsten J. Gerpott/Ilaa Mahmodova (2009d): Determinants of Price Mark-Up Tolerance for Green Electricity – Lessons for Environmental Marketing Strategies from a Study of Residential Electricity Customers in Germany. In: Business Strategy and the Environment, im Druck (DOI 10.1002/bse.646; Online-Version).**

**Abstract**

This paper develops hypotheses on the effects of various attitudinal and perceptual variables as well as socio-demographic characteristics of residential electricity customers on an individual's willingness to pay a mark-up for electricity generated from renewable energy sources compared with the price due for electricity from conventional sources. The hypotheses are tested with data from a standardized telephone survey of 238 household electricity consumers in Germany. 53.4% of the participants are willing to pay a mark-up for green electricity. 26.1% report a price tolerance equal to a 5% to 10% increase in their current electricity bill. Logistic and ordinal regression analyses indicate that price tolerance for green electricity is particularly influenced by attitudes (1) towards environmental issues and (2) towards one's current power supplier, (3) perceptions of the evaluation of green energy by an individual's social reference groups, (4) household size, and (5) current electricity bill level. The findings are used to derive suggestions for energy related informational activities of public institutions, green marketing strategies of energy companies and future consumer research regarding demand of pro-environmental goods.

**Keywords:** Customer behavior; electricity supplier; environmental marketing strategies; green electricity; price policy; willingness to pay

**7.1 Introduction**

An important lever for influencing a potential global climate change is electricity generated from renewable energy sources (wind, solar, water, biomass, geothermal). Since 2000, in Germany the Act on Granting Priority to Renewable Energy Sources (EEG) increases economical incentives for electricity generation from renewable sources (= "green electricity", Rowlands *et al.*, 2003, p. 37; Menges *et al.*, 2004, p. 247). As a result of this political intervention, the quota of renewable energies compared to the entire primary energy consumption in Germany climbed from 7.9% in 2003 to 14.2% in 2007 and already exceeded the EEG development goal of 12.5% for 2010 (BMU, 2008a, p. 13; BMU, 2008b, p. 9). Recent consumer surveys suggest that the population of Germany overwhelmingly supports the extension of renewable energies as an element of environmental protection policy (Kuckartz and Rheingans-Heintze, 2006, pp. 2-4; Christ and Bothe, 2007, pp. 22-24).

Residential customers' evaluations of renewable energy sources are an important factor to be considered in the development of electric power company (EPC) marketing strategies. A key question is whether a direct sale strategy of green electricity would target an adequate number of customers (Menges *et al.*, 2004, p. 248). This question results from the fact that electricity from renewable sources (still) costs more than electricity generated from conventional sources (Christ and Bothe, 2007, p. 6). EPC are mainly interested in passing these additional costs on

to their customers as a mark-up for green electricity. EPC may try to achieve a roll-over of the additional costs by explicitly communicating that their total electricity price incorporates a mark-up, which is charged for delivering a set quota (e.g., 20%) of energy from renewable sources. The success of this approach considerably depends on the extent to which an EPC's customers do not only give positive opinion on green electricity as long as it is without obligation, but are also willing to pay higher prices. The literature refers to this basic intention to accept a certain maximum mark-up for a specific service as *willingness to pay* [WTP] (synonymic: price acceptance, reservation price, maximum price) (Diller, 2008, p. 155). A specific WTP variant, which has a special relevance for pricing green electricity, is called *price mark-up tolerance* [PMT]. It is defined as the difference between the current price for electricity from conventional sources and the maximum price, which a customer is willing to accept without switching to a competitor or dispensing with the consumption of the product (Herrmann *et al.*, 2004, p. 533).

For the marketing strategy of EPC, it is essential to develop a basic understanding of individual customer characteristics, which affect WTP for green electricity. This facilitates the development of targeted actions for increasing PMT and for defining of target groups that could be addressed with “more valuable” green electricity offers.

The influence of customer characteristics on WTP and PMT for green energy can only be investigated empirically. Therefore, the purpose of this paper is to provide an empirical exploration of the impacts of psychological and socio-demographic characteristics of residential electricity customers in Germany on their (voiced) PMT.

## **7.2 Previous Research and Hypotheses**

### **7.2.1 Literature Review**

For about ten years business strategy and consumer psychology facets of renewable energies have been extensively discussed in the social sciences. There are already quite a number of empirical studies with a focus on residential consumers' WTP for green electricity. Nevertheless more research is required, as previous studies leave room for improvement particularly in four areas:

1. The data collection is predominantly based on residential electricity customers in Anglo-Saxon countries such as U.S.A. (Byrnes *et al.*, 1999; Farhar and Coburn, 1999; Bang *et al.*, 2000; Roe *et al.*, 2001; Clark *et al.*, 2003; Zarnikau, 2003; Jensen *et al.*, 2004; Borchers *et al.*, 2007; Kotchen and Moore, 2007; Whitehead and Cherry, 2007; Wiser, 2007), Great Britain (Batley *et al.*, 2000, 2001; Curry *et al.*, 2005; Diaz-Rainey and Ashton, 2007; Longo *et al.*, 2008), Canada (Rowlands *et al.*, 2002, 2003) and Australia (Ivanova, 2005). Outside non Anglo-Saxon countries, studies were conducted in Sweden (Ek and Söderholm, 2008; Hansla *et al.*, 2008) and Japan (Nomura and Akai, 2004). To the best of our knowledge, only three studies focus on residential electricity customers in Germany (Menges *et al.*, 2004, 2005; Gossling *et al.*, 2005; Christ and Bothe, 2007). Due

to national differences in general perceptions of the salience of environmental issues for the individual/social quality of life, usage levels of renewable energy sources and liberalization of energy markets in particular (Haan and Kuckartz, 1996, pp. 62-69; Bird *et al.*, 2002, pp. 514-530; Kinnunen, 2004, pp. 253-276; Joskow, 2006, pp. 20-24; Wüstenhagen and Bilharz, 2006, pp. 1684-1694; Gan *et al.*, 2007, pp. 145-153), it is not feasible to directly generalize empirical findings based on (non) Anglo-Saxon samples to the German electricity market.

2. Many studies use student samples or respondents with an above average involvement in environmental or energy issues (e.g., Byrnes *et al.*, 1999; Batley *et al.*, 2000, 2001; Rowlands *et al.*, 2002, 2003). These limitations are particularly valid for the studies investigating electricity consumers in Germany. Therefore, it is still open to what extent previous findings on determinants of WTP for green electricity (in Germany) apply to population groups containing neither students nor “environmentalists”.
3. Most studies measure WTP by asking participants to state the maximum price per kW h electricity or the maximum *absolute* monthly mark-up for a pre-defined quota of renewable energies (e.g., 20%) they would accept. However, such measurement methods require a certain level of electricity price knowledge to avoid invalid arbitrary replies. Previous research unanimously suggests that for average customers, electricity is a “low involvement” product. Consumers are not well informed about their respective energy consumption and/or amount of their electricity bill (Bakay and Rennhak, 2004, p. 3; Gossling *et al.*, 2005, p. 76; Christ and Bothe, 2007, p. 21). Therefore, research methods focusing on *absolute* price mark-ups suffer from considerable validity doubts, which lead to two conclusions. First, due to the lack of price knowledge of residential customers, it is more appropriate to capture WTP *relative* to a reference level defined by an individual’s current electricity bill. Second, studies may consider to include only subjects who are knowledgeable of the amount their of electricity bill.
4. Previous research primarily analyzes socio-demographic characteristics (e.g., age, sex, income) as determinants of WTP for green electricity. Only few take psychological variables like attitudes towards environmental protection or towards liberalization of energy markets into consideration (Bang *et al.*, 2000; Zarnikau, 2003; Nomura and Akai, 2004; Ivanova, 2005; Borchers *et al.*, 2007; Hansla *et al.*, 2008). In addition, studies with a focus on residential customers in Germany measured psychological constructs by single item questions (Menges *et al.*, 2005, p. 447; Christ and Bothe, 2007, p. 31). This approach is inappropriate for such constructs (Homburg, 2007, pp. 39-42). Further, barely more than 3–5 independent variables have been considered simultaneously in most previous work.

In order to avoid these limitations, the present empirical investigation is based on a telephone survey of a sample of residential electricity customers in Germany. This sample contains sub-

jects, who are more widespread regarding age and gender compared to a simple student survey. Further, it takes a wider range of potential individual/household characteristics into account, which may influence WTP for green electricity and which are measured in a less deficient way than in previous studies.

### 7.2.2 Development of Hypotheses

The investigated determinants of WTP for green electricity can be structured into *psychological constructs* and *socio-demographic characteristics*.

#### Psychological Constructs

Within the first field attitudinal constructs are most salient. In general, *attitudes* reflect an individual's learned and relatively stable willingness to react more or less positively to an object (Trommsdorff, 2004, p. 159). The literature argues that attitudes influence the probability of behavioral intentions. Otherwise there is evidence suggesting deviations between attitudes, behavioral intentions and actual behaviors. These are caused by situational variables (e.g., perception of behavioral rules/norms, financial constraints) and by measuring an attitudinal object in a non-congruent way to a behavioral intention (Ajzen, 1991; Trommsdorff, 2004, pp. 160-167 and 202-206). With respect to WTP a premium for green electricity as behavioral intention (Liebe, 2007, p. 68; Hansla *et al.*, 2008, p. 769), the literature discusses attitudes towards two "objects".

First, *attitudes towards a broad range of environmental protection issues*, also subsumed under the heading of "environmental awareness" (Stone *et al.*, 1995, pp. 595-597; Haan and Kuckartz, 1996, pp. 36-37; Bruhn and Meffert, 2006, p. 12), are investigated as factors influencing WTP. Previous findings suggest that more favorable attitudes towards environmental protection issues coincide with higher PMT for renewable energy sources (Rowlands *et al.*, 2003, pp. 40-44; Arkesteijn and Oerlemans, 2005, pp. 187-194; Christ and Bothe, 2007, p. 31; Hansla *et al.*, 2008, pp. 771-772). Therefore, we propose the following hypothesis:

- H<sub>1</sub>: The more positive general attitudes towards environmental protection issues are among residential electricity customers, the higher is the likelihood that they are willing to pay a mark-up for green electricity and the higher is their PMT level.

Second, *attitudes towards one's current electricity supplier* are considered as determinants of WTP for green electricity. Drawing on transaction cost, prospect, equity, and exchange theories, consumer research argues that the evaluation of a company, which is based on a customer's entire history of transaction experiences with that supplier and which is captured in *customer satisfaction* statements, significantly correlates with PMT (Anderson, 1996, pp. 265-271; Homburg *et al.*, 2005, pp. 85-87; Stock, 2005, pp. 73-75). In empirical studies with a focus on WTP for green electricity, more emphasis is placed on the investigation of customer trust in an energy supplier and less on customer satisfaction. *Customer trust* refers to the belief that one's electricity supplier does not behave opportunistically when providing power

from green sources and does not set green electricity prices in a way, which entails an unfair exploitation of its customers (Diller, 2008, p. 163). The reason for this slight conceptual shift is that customers are hardly able to find out, which energy sources an electricity supplier uses, or to evaluate the environmental quality of the power, which they receive. Rather, customers have to trust the respective information provided by their EPC (Bech-Larsen and Grunert, 2001, p. 188; Menges *et al.*, 2004, p. 248; Gossling *et al.*, 2005, p. 77). Attitudes towards one's current electricity supplier were investigated as a factor influencing adoption of/WTP for green electricity in two studies: Arkesteijn and Oerlemans (2005, pp. 187-194) found that positive attitudes towards one's current electricity supplier correlate significantly with the readiness to adopt green electricity in a sample of Dutch residential users. In contrast, drawing on a sample of US electricity customers, Wiser (2007, pp. 425-427) observed that WTP for green electricity does not depend on customers' general trust in the correctness of companies' environmental claims. In light of the mostly reported significant correlations between the mentioned constructs, we suggest the following hypothesis:

- H<sub>2</sub>: The more positive the attitude towards one's current electricity supplier is among residential electricity customers, the higher is the likelihood that they are willing to pay a mark-up for green electricity and the higher is their PMT level.

Further more cognitive and less evaluative psychological determinants of WTP for green electricity include *perceptions* of (1) difficulty in switching one's electricity supplier, (2) household ecological conservation behaviors, (3) evaluation of green energy by social reference groups, and (4) knowledge about renewable energy sources.

The *perceived difficulty of switching one's electricity supplier and/or electricity tariff* is of relevance because adoption of green electricity frequently entails a change to another tariff of one's current supplier or a move to a new energy supplier. The perceived amount of switching costs might be significantly negatively correlated with the intention to cancel the relationship to a current provider of contractual services (especially in case of electricity) (Bansal and Taylor, 1999, pp. 207-211; Burnham *et al.*, 2003, pp. 115-120; Bansal *et al.*, 2005, p. 107; Henseler, 2006, pp. 144-154; Hartmann and Apaolaza Ibáñez, 2007, pp. 2664-2667; Tilikidou and Delistravrou, 2008, p. 69). Arkesteijn and Oerlemans (2005) confirmed this correlation for the adoption of green electricity by Dutch residential users. To our best knowledge, similar evidence with regard to PMT is not available. Despite this empirical research gap, the overall thrust of past research is in line with the following hypothesis:

- H<sub>3</sub>: The higher an electricity customers' perceived difficulty of switching to another electricity supplier or tariff is, the lower is the likelihood that she is willing to pay a mark-up for green electricity and the smaller is her PMT level.

*Stated ecological conservation behaviors in one's own household* capture perceptions of the implementation of measures, which aim at saving environmental resources (e.g., water, en-

ergy). Examples are usage of energy-saving household appliances and deliberate reductions of energy consumption for heating or water warming (Haan and Kuckartz, 1996, pp. 103-126). Studies of Roe *et al.* (2001, pp. 918-924) and Wiser (2007, p. 427) reported significant positive correlations between the indicators of stated household ecological conservation behaviors and WTP for green electricity. Thus, we posit:

- H<sub>4</sub>: The more a residential customer describes her ecological conservation behavior in the household as sparing, the higher is the likelihood that she is willing to pay a mark-up for green electricity and the higher is her PMT level.

As mentioned in our discussion of attitudinal constructs an individual's perceptions of social norms could be another factor influencing price intentions. According to Ajzen (1991, p. 188), the strength of the normative belief that social reference groups of a customer welcome or reject the use of green electricity (= *perceived social norms*) should have a positive effect on PMT for this type of power supply. This reasoning is supported by studies of Rowland *et al.* (2003, pp. 41-44) and Wiser (2007, p. 427), who detected significant positive correlations between WTP for green electricity and individual perceptions of the evaluation of green energy by social reference groups. Therefore, we propose:

- H<sub>5</sub>: The more convinced a residential electricity customer is that social reference groups would support her decision to adopt green electricity, the higher is the likelihood that she is willing to pay a mark-up for green electricity and the higher is her PMT level.

The literature emphasizes the cognitive construct "*environmental knowledge*" to explain demand behaviors/behavioral intentions for goods with environmental attributes. This construct reflects a person's knowledge about environmental topics. In contrast to environmental attitudes the knowledge construct is captured by fact-related questions for which there are answers, which are objectively correct or wrong (Haan and Kuckartz, 1996, p. 37; Bruhn and Meffert, 2006, p. 12). Empirical studies with a focus on specific or general environmental behaviors found correlations between environmental knowledge, environmental attitudes and stated environmental behaviors, which were statistically significant, but small in terms of absolute size (Haan and Kuckartz, 1996, pp. 114 and 122; Kuckartz, 1998, pp. 41-49; Preisendörfer, 1999, pp. 74-78). As far as we know, there is no empirical evidence on the influence of knowledge about green electricity on WTP for such electricity among German households. Arkesteijn and Oerlemans (2005, p. 193) observed significant positive correlations between respondents' knowledge about green electricity and the adoption of green electricity by Dutch residential power customers. For Canadian residents Rowlands *et al.* (2003, p. 41) found that WTP for green electricity did not depend on knowledge about renewable electricity. Despite these inconsistent results, we suggest that general conceptual arguments on the relevance of a person's environmental knowledge for her environmental behaviors lead to the following hypothesis:

- H<sub>6</sub>: The better a residential electricity customer's level of knowledge about renewable energy sources is, the higher is the likelihood that she is willing to pay a mark-up for green electricity and the higher is her PMT level.

### **Socio-demographic Characteristics**

The socio-demographic characteristics studied most frequently in previous research on WTP for green electricity include (1) household income (in total or per household member), (2) household electricity bill, (3) household size, (4) age, and (5) gender.

Empirical evidence suggests that the above-mentioned socio-demographic characteristics and WTP for green electricity exhibit weakly significant or insignificant correlations, which are inconclusive across studies. Conceptually, the impact of socio-demographic variables on price intentions is mediated through psychological constructs (e.g., environmental attitude). Consequently, significant correlations between a socio-demographic variable and WTP for green electricity reported in a number of studies (e.g., Rowlands *et al.*, 2003, p. 41; Gossling *et al.*, 2005, pp. 77-78; Longo *et al.*, 2008, pp. 145-150) could become insignificant if partial correlations between the socio-demographic variables and WTP for green electricity were considered *after* neutralization of the mediating effects of attitudinal variables. This proposition is in line a multiple regression analysis of Christ and Bothe (2007, p. 31) in which the socio-demographic characteristics age, household income, and level of formal education did not significantly correlate with WTP for green electricity (for similar results see Clark *et al.*, 2003, p. 243; Diaz-Rainey and Ashton, 2007, p. 16; Wiser, 2007, pp. 426-427). Therefore, all things considered, we state:

- H<sub>7</sub>: After neutralization of the influences of attitudinal and perceptual constructs, socio-demographic characteristics of a residential electricity customer do not have significant influences on the likelihood that she is willing to pay a mark-up for green electricity and on her PMT level.

## **7.3 Methods**

### **7.3.1 Sample**

Our data come from a telephone survey, which was conducted among residential electricity customers in Germany from 12 December 2007 to 14 January 2008. Interviews were based on a standardized questionnaire with predominantly closed answer options. In a first step relatives and friends of personally known employees and students of the authors' university were called. At the end of these interviews the respondents were asked to provide information on other households, which the researchers could contact to ask for participation in the study. This procedure was repeated until the sample size exceeded 200 and until each person for whom we left an advance contact notice was actually reached. Overall this approach entailed calls to about 330 persons and resulted in a total sample of 238 respondents. Persons were surveyed only if they were at least 18 years old and not older than 65. Further, to be included individuals had to indicate that they have significant influence on their household's decision regarding selection of its electricity supplier/tariffs.

42.9% of the 238 respondents are *women*. The mean (M) sample age is 44.56 years with a standard deviation (SD) of 14.5 years. 6.3% of 205 respondents reported a monthly household income below € 1,000 and 36.1% between € 1,000 and € 2,000. 57.6% had an income above € 2,000.

$\chi^2$ -tests of the similarity of the value distributions for the gender, age and monthly household income variables in the total adult population and among all households in Germany (Statistisches Bundesamt, 2008, pp. 28, 44, 45) on the one hand and in the present sample on the other hand revealed that our sample is *not representative* of the total adult population/residential households in Germany in terms of these three socio-demographic characteristics. Nevertheless, with regard to gender, age, education level, and income it consists of respondents who have a more differentiated profile than the German samples investigated by Menges *et al.* (2004, 2005), Gossling *et al.* (2005) and Christ and Bothe (2007). Our subjects did not differ as tremendously from the total adult population as the samples of the previous studies. Therefore, further insights can be obtained from the present data set.

### 7.3.2 Measurement of Dependent Price Tolerance Criteria

Following Bang *et al.* (2000, p. 459) and Farhar and Coburn (1999, p. 13) we measured WTP for electricity from renewable energy sources as follows: After introducing participants into the meaning of green electricity they were asked whether they would be willing to pay more for electricity from renewable energy sources.<sup>1</sup> Answer options were “yes”, “no” and “don’t know”. Subjects selecting the “yes” category were then asked to state the maximum incremental *percentage* payment they are willing to accept for green electricity on top of their current monthly electricity bill. Answer categories were “up to 0.5%”, “1%”, “2%”, “5%” and “10%”.

53.4% of the respondents were willing to pay a mark-up for green electricity. 45.4% indicated no PMT and 1.3% replied that they “don’t know” whether they would tolerate a mark-up. The response distribution of 125 subjects who chose an incremental payment percentage was 5.5% (13 out of 238 subjects) in the up to 0.5% category, 8.0% (19 subjects) in the 1% class, 13.0% (31 subjects) in the 2% category, 16.0% (38 subjects) in the 5% class and 10.1% (24 subjects) in the 10% category.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Answers to these questions could be distorted because in a telephone interview subjects might select higher WTP answer categories if they feel that this is the “socially correct” way of responding. The consequence of such a “social desirability bias” would be a variance reduction in the criterion measure because most subjects would choose high WTP answer options. Such a variance reduction lowers the likelihood of detecting the significant variable relations posited in the study hypotheses. Hence, if our criterion measure would be affected by a social desirability bias the main outcome would be that our hypotheses tests have to be classified as being “conservative” or “strict” in the sense that they tend to favor the null hypotheses. However, as shown below, the answer distribution of our mark-up tolerance measure provides very little evidence to support the concern that our questions led to socially desired answers distorted toward higher values.

<sup>2</sup> Two of the 127 participants who stated that they were willing to pay a mark-up chose to select the “don’t know” answer option when they were queried to specify the maximum incremental percentage they were willing to tolerate.



The answers of the first question were used to generate a binary nominally scaled price tolerance measure (1 = yes; 0 = no). The answers to both questions were taken to generate an ordinally scaled second price tolerance criterion with six rank values ranging from no price tolerance to a tolerance of a 10% mark-up (see footnote a in Table 3 for information on the exact coding of answer options to construct the ordinal criterion measure).

### 7.3.3 Measurement of Potential Determinants

*Attitudes towards environmental protection issues* were captured by subjective evaluations of ten behavioral patterns/actions regarding environmentally friendly treatment of natural resources (see variable 1 in Table 1). These items were derived from previous studies on environmental awareness and/or WTP for green electricity (Gierl and Stumpp, 1999; pp. 121 and 124; Bang *et al.*, 2000, p. 459; Rowlands *et al.*, 2003, p. 43; Nomura and Akai, 2004, pp. 456-457; Borchers *et al.*, 2007, p. 3330; Christ and Bothe, 2007, p. 31). For each item there were five answer categories. The scale value is the average of the response values to the ten statements. The internal consistency reliability of the construct is high (*Cronbach's*  $\alpha = 0.91$ ).

*Attitudes towards one's current electricity supplier* were measured by enquiring a subject's satisfaction with this firm (see variable 2 in Table 1). Further, participants indicated their degree of (dis-)agreement with two statements, which referred to trust in one's electricity supplier that (1) it offers its products at fair prices and (2) actually delivers green electricity if a customer is charged for this type of energy. The scale showed good internal consistency reliability (*Cronbach's*  $\alpha = 0.77$ ).

*Perceived difficulty of switching one's electricity supplier* was measured by three items adopted from Henseler (2006, pp. 153-154) (see variable 3 in Table 1). The items reflect time-related and other efforts, which may be caused by switching to another electricity supplier/tariff. The reliability of the scale is satisfactory (*Cronbach's*  $\alpha = 0.73$ ).

*Household ecological conservation behavior* was measured by two items, which were adopted from Diekmann and Preisendörfer (1992, p. 244) and Batley *et al.* (2001, p. 484). They refer to stated activities focused on spare energy use (see variable 4 in Table 1). The reliability of the items is moderate (*Cronbach's*  $\alpha = 0.52$ ). Nevertheless, both statements were combined by averaging to one scale. There are two reasons for this procedure: First, a factor analysis of all items used to capture the study's six attitudinal and perceptual constructs shows that both items load highly on the same separate factor. Second, some sources argue that internal consistency  $\alpha$ -reliabilities exceeding a threshold of 0.50 are acceptable in explorative<sup>3</sup> scientific studies (e.g., Nunnally, 1967, p. 226). However, due to the moderate reliability of

<sup>3</sup> Taking into account (1) national differences in the salience of environmental issues in general and of renewable electricity in particular between consumers in Germany and other (Anglo-Saxon) countries suggested by previous research and (2) the paucity of studies on green electricity payment intentions at the individual consumer level based on non-student samples in Germany it follows that the nature of the present investigation is at least partially "explorative".

*Table 1: Measurement of attitudes and perceptions used to explain price mark-up tolerance for green electricity<sup>a</sup>*

1. Attitude towards environmental protection issues
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Scale value = Average of the response values<sup>b</sup> for the following ten items (n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– I believe that climate change and environmental protection issues are not so serious, there are more important issues [reverse coding]<sup>c</sup></li> <li>– It is important to me to contribute to environmental protection</li> <li>– I am very concerned about problems for future generations caused by climate change</li> <li>– Conventional energy does not have any negative impact on the environment [reverse coding]</li> <li>– Environmental problems are not only caused by government, industry or other institutions, rather everybody contributes to such problems</li> <li>– I would accept cuts in my standard of living to protect the environment</li> <li>– With a spare of energy utilization I can contribute to environmental protection</li> <li>– Renewable energy sources are important to satisfy the energy needs of future generations</li> <li>– Environmentalists exaggerate the importance of environmental problems [reverse coding]</li> <li>– Conventional energy is ample, we do not need other energy sources [reverse coding]</li> </ul> </li> <li>• Internal consistency reliability <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0.91</math></li> <li>• Response value distribution: 1.00–2.49: 8.8%; 2.50–3.49: 3.8%; 3.50–4.49: 47.1%; 4.50–5.00: 40.3%</li> <li>• M = 4.10; SD = 0.77; median = 4.30; minimum = 2.10; maximum = 5.00<sup>d</sup></li> </ul>
2. Attitude towards one's current electricity supplier
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Scale value = Average of the response values for the following three questions/items (n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– How satisfied are you with your electricity supplier?</li> <li>– I trust my electricity supplier that it offers products at fair prices</li> <li>– I trust my electricity supplier that it delivers green electricity if I pay for such type of electricity</li> </ul> </li> <li>• Internal consistency reliability <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0.77</math></li> <li>• Response value distribution: 1.00–1.49: 2.5%; 1.50–2.49: 23.9%; 2.50–3.49: 32.8%; 3.50–4.49: 38.2%; 4.50–5.00: 2.6%</li> <li>• M = 3.14; SD = 0.86; median = 3.33; minimum = 1.33; maximum = 5.00</li> </ul>
3. Difficulty of switching one's electricity supplier
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Scale value = Average of the response values for the following three items (n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– The switching of an electricity supplier requires a lot of effort</li> <li>– It takes a great deal of time to figure out the cheapest electricity supplier tariff</li> <li>– The choice of a new electricity supplier can easily result in mistakes</li> </ul> </li> <li>• Internal consistency reliability <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0.73</math></li> <li>• Response value distribution: 1.00–1.49: 2.5%; 1.50–2.49: 21.0%; 2.50–3.49: 41.6%; 3.50–4.49: 28.6%; 4.50–5.00: 6.3%</li> <li>• M = 3.16; SD = 0.88; median = 3.33; minimum = 1.33; maximum = 5.00</li> </ul>

*Table 1: Measurement of attitudes and perceptions used to explain price mark-up tolerance for green electricity (continued)*

4. Household ecological conservation behavior
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Scale value = Average of the response values for the following two statements (n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– I have invested in energy efficient household appliances (e.g., low energy consumption washing-machine)</li> <li>– At home I try to use hot water as little as possible</li> </ul> </li> <li>• Internal consistency reliability <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0.52</math></li> <li>• Response value distribution: 1.00–1.49: 1.7%; 1.50–2.49: 16.4%; 2.50–3.49: 20.2%; 3.50–4.49: 34.5%; 4.50–5.00: 27.2%</li> <li>• M = 3.47; SD = 1.06; median = 3.50; minimum = 1.00; maximum = 5.00</li> </ul>
5. Evaluation of green energy by social reference groups
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Scale value = Average of the response values for the following two statements (n = 238) <ul style="list-style-type: none"> <li>– My family and friends would support my decision to obtain green electricity</li> <li>– If my friends and acquaintances would use green electricity, I would seriously consider it as well</li> </ul> </li> <li>• Internal consistency reliability <i>Cronbach's</i> <math>\alpha = 0.60</math></li> <li>• Response value distribution: 1.00–1.49: 13.0%; 1.50–2.49: 28.6%; 2.50–3.49: 29.0%; 3.50–4.49: 18.5%; 4.50–5.00: 10.9%</li> <li>• M = 2.73; SD = 1.17; median = 3.00; minimum = 1.00; maximum = 5.00</li> </ul>

a) Wording of items/questions was translated into English for the purpose of the present article. Original wording was in German.

b) For each item the following five answer categories were provided: “strongly agree” (= 5); “agree” (= 4); “neither agree nor disagree” (= 3); “disagree” (= 2); “strongly disagree” (= 1). Only the question about satisfaction with one’s current electricity supplier used different categories as follows: “very satisfied” (= 5); “satisfied” (= 4); “neither satisfied nor unsatisfied” (= 3); “unsatisfied” (= 2); “very unsatisfied” (= 1).

c) Reverse coding means that the category “strongly agree” was scored as 1 and that the category “strongly disagree” was scored as 5. Answer categories between the end poles of the scale were changed correspondingly (e.g., 4 → 2; 2 → 4).

d) M = mean; SD = standard deviation; n = number of observations.

the construct “household ecological conservation behavior”, the corresponding results must be treated with caution.

*Evaluation of green energy by social reference groups* was measured by two items derived from Bansal and Taylor (1999, p. 209) (see variable 5 in Table 1). The *Cronbach*  $\alpha$  of the scale is 0.60, which is close to the reliability level of 0.62 mentioned by Peterson (1994, p. 388) as a typical value for constructs captured in marketing studies by two or three items.

“*Knowledge of renewable energy sources*” was measured similarly to the approach chosen by Rowlands *et al.* (2002, p. 116). Respondents were asked to classify eight energy sources as (non-)renewable. The scale value is the sum of the correct minus wrong classifications of the energy sources. The mean of this scale is 7.06, the median is 8.00 and the share of respondents with values  $\leq 4.00$  is just 9.2%. These values show that either the environmental knowledge of the respondents was very high or the level of difficulty of the questions was (too) low.

The 15 *Pearson* correlations between six attitudinal and perceptual scales vary between  $-0.15$  and  $+0.52$ . All in all, the degree of overlap between the measures is low to moderate. A factor

analysis (principal component method with iterative communality estimates and varimax rotation) of the 20 items included in Table 1 and the indicator “knowledge about renewable energy sources” yielded six factors with a loading pattern of the individual items, which was in line with our construct measurement intentions. Overall, the factor and reliability analyses support the discriminant validity of six attitudinal and perceptual scales.

Five *socio-demographic characteristics* of persons/residential households (household income/financial restrictions, monthly electricity bill, household size, age and gender) were measured by single questions. *Financial restrictions* in supporting green electricity was captured by the degree of agreement to the statement “I don’t have the financial resources to afford additional support of green electricity” with the same answer categories/coding as laid out in Table 1. The mean of this item is 3.04 (SD = 1.34). Subjects were asked to grossly quantify the current *monthly electricity bill* of their household by choosing from four value intervals ranging from “up to 20 e” to “at least 101 e”. 18.1% (= 43) of the subjects who were unable or unwilling to respond to this question had to be excluded from the multivariate analyses. 23.1% of the remaining subjects reported a monthly bill of more than 75 e. Data on household size, age and gender were obtained by direct questions.

#### 7.4 Empirical Results

Bivariate *Pearson* and *Kendall* correlations between PMT criteria and potential determinants provide first clues on whether the seven hypotheses are in line with our data. With two exceptions (“difficulty of switching” and “knowledge about renewable energy sources”) attitudinal and perceptual measures correlate significantly with *both* PMT criteria (see Tables 2 and 3). None of the socio-demographic characteristics correlates significantly with *both* price intention criteria, except for household size (see variable 9 in Tables 2 and 3). Additionally, the ordinal WTP measure correlates significantly negatively with financial restrictions and age (see variables 7 and 10 in Table 3).

Binary logistic (ordinal) regression analysis was employed to explore the extent to which measures of PMT could be explained when simultaneously considering the 11 potential determinants addressed in the hypotheses (for an introduction to this method see Cohen *et al.*, 2003). The maximum “variance inflation factor” of the predictors was 2.31. This is far below the critical value of ten suggested by Chatterjee and Price (1991, p. 191). Therefore, the regression estimates are not biased by collinearity. Using a critical value of 1.0 in *Cook’s D* test (Chatterjee and Price, 1991, p. 86) we found that no outliers distort regression estimates (maximum *Cook’s D* value in the sample = 0.77).

The likelihood-ratio test and the *Nagelkerke* pseudo R-square statistic in Tables 2 and 3 indicate that overall binary logistic and ordinal regression models are able to explain a significant proportion of the dependent variable’s variance. Therefore, an interpretation of the single regression coefficients  $b$  and the odds ratios  $\exp(b)$  is feasible. The odds ratio represents a fac-

*Table 2: Logistic regressions for price mark-up tolerance and descriptive statistics of potential determinants for subjects with and without mark-up tolerance*

Independent variables	Regression parameters <sup>d</sup> (n = 192)		Univariate descriptive statistics (n = 235) <sup>b</sup>					
			Mark-up tolerance = Yes			Mark-up tolerance = No		
	b	exp (b)	M	SD	Median	M	SD	Median
1. Attitude towards environmental protection issues	1.49** [0.51***] <sup>c</sup>	4.45**	4.47***	0.34	4.50***	3.69***	0.97	3.75***
2. Attitude towards one's current electricity supplier	0.78** [0.29***]	2.18**	3.37***	0.78	3.67***	2.88***	0.87	2.67***
3. Difficulty of switching one's electricity supplier	0.11 [−0.06]	1.12	3.11	0.90	3.33	3.21	0.87	3.33
4. Household ecological conservation behavior	0.48* [0.34***]	1.62*	3.81***	0.96	4.00***	3.09***	1.04	3.00***
5. Evaluation of green energy by social reference groups	0.54** [0.41***]	1.71**	3.18***	1.14	3.00***	2.22***	0.98	2.00***
6. Knowledge about renewable energy sources	0.28* [0.10]	1.33*	7.23	1.36	8.00	6.94	1.43	8.00
7. Financial restrictions in supporting green electricity	−0.19 [−0.13]	0.83	2.88*	1.45	3.00	3.22*	1.21	3.00
8. Monthly electricity bill <sup>d</sup>	−0.57** [−0.08]	0.57**	2.88	1.10	3.00	3.07	1.20	3.00
9. Household size	1.13*** [0.25***]	3.11***	2.20***	1.09	2.00***	1.72***	0.72	2.00***
10. Age	−0.04* [−0.03]	0.97*	44.17	13.79	43.00	45.06	15.27	45.50
11. Gender (1 = female; 0 = male)	0.29 [0.07]	1.33	0.46	0.50	–	0.39	0.49	–
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.56							
Likelihood Ratio $\chi^2$	160.47*** (df = 11.180)							

a) The subsample of 102 respondents with willingness to pay more for green electricity is coded as 1, the subsample of respondents without this willingness to pay is coded as 0. Unstandardized regression weights *b* and effect coefficients *exp (b)* are reported. Significance tests for these coefficients are based on the *Wald* procedure. The regression function correctly classifies 81.3% of all cases on the two subsamples. Percentage point improvement of correct overall classification of cases compared to the percentage of classification according to the “naïve” method is 31.3% (“proportional chance criterion”).

b) The significance of mean differences is tested by pairwise *t*-tests. If the *Levene* test rejects the hypothesis that subsample variable variances are equal at a level of  $p < 0.10$ , variances are estimated separately. The significance of median differences is tested by nonparametric median tests.

c) Figure in squared brackets = Bivariate *Pearson* correlation between an independent variable and the binary criterion.

d) Number of observations in univariate mean/median comparisons = 192.

+  $p \leq 0.10$  \*  $p \leq 0.05$  \*\*  $p \leq 0.01$  \*\*\*  $p \leq 0.001$  (two-tailed tests).

tor by which the odds of the occurrence of one of two values of the dependent variable change for a one-unit change in the independent variable. For instance, the odds factor of 4.45 (0.57) assigned to the “attitude towards environmental protection issues” measure (“monthly electricity bill”) in Table 2 indicates that the odds of a PMT for green electricity increase by this factor relative to the sample's overall probability of finding no PMT in case that the independent attitudinal scale (bill scale) is raised by one unit, controlling for the other predictors in the regression.

*Table 3: Ordinal regressions for price mark-up tolerance and descriptive statistics of potential determinants for subjects with six different tolerance levels*

Independent variables	Regression parameters <sup>a</sup> (n = 191)		Mean (median) for five PMT-levels <sup>b</sup>					Significance level overall difference <sup>c</sup>	
	b	exp (b)	≥ 0.5%	1%	2%	5%	10%	M	(Median)
1. Attitude towards environmental protection issues	1.27*** [0.37***] <sup>d</sup>	3.55***	4.45 (4.50)	4.33 (4.40)	4.42 (4.50)	4.48 (4.50)	4.53 (4.70)	0.001	(0.001)
2. Attitude towards one's current electricity supplier	0.33+ [0.22***]	1.39+	2.92 (2.67)	3.54 (3.67)	3.53 (3.67)	3.31 (3.67)	3.40 (3.67)	0.001	(0.001)
3. Difficulty of switching one's electricity supplier	-0.14 [-0.11*]	0.87	3.38 (3.33)	3.42 (3.33)	3.33 (3.33)	2.94 (3.00)	2.64 (2.33)	0.010	(0.612)
4. Household ecological conservation behavior	0.34+ [0.19***]	1.40+	3.73 (4.00)	4.24 (4.00)	4.00 (4.00)	3.83 (3.75)	3.19 (3.25)	0.001	(0.001)
5. Evaluation of green energy by social reference groups	0.42** [0.31***]	1.52**	2.42 (2.50)	3.32 (3.00)	3.58 (4.00)	3.08 (3.00)	3.15 (3.00)	0.001	(0.001)
6. Knowledge about renewable energy sources	0.18+ [0.14*]	1.19+	7.08 (8.00)	6.63 (6.00)	7.10 (8.00)	7.53 (8.00)	7.45 (8.00)	0.145	– <sup>e</sup>
7. Financial restrictions in demanding green electricity	-0.31* [-0.16**]	0.74*	3.08 (3.00)	3.63 (4.00)	3.45 (3.00)	2.39 (2.00)	2.29 (2.00)	0.000	(0.073)
8. Monthly electricity bill	-0.34* [-0.07]	0.72*	3.10 (3.00)	2.87 (3.00)	3.07 (3.00)	2.75 (2.00)	2.82 (3.00)	0.770	(0.904)
9. Household size	0.55*** [0.15**]	1.73***	2.23 (2.00)	2.05 (2.00)	2.45 (2.00)	2.34 (2.00)	1.75 (2.00)	0.001	(0.011)
10. Age	-0.04** [-0.10*]	0.96**	49.46 (51.00)	48.95 (52.00)	46.35 (44.00)	40.79 (33.00)	38.96 (31.00)	0.073	(0.176)
11. Gender (1 = female; 0 = male)	-0.20 [-0.03]	0.82	0.92	0.58	0.48	0.37	0.25	0.001	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.43								
Likelihood Ratio $\chi^2$	99.37***								
	(df = 11.179)								

a) Measurement of price mark-up tolerance as ordinal variable with six categories ranging from “no” (coded as 0) to “10%”. The reference category involves subjects with no mark-up tolerance (n = 90). Threshold estimation values for the five categories were as follows: “up to 0.5%” (coded as 1): 6.68, “1%” (coded as 2): 7.02, “2%” (coded as 3): 7.53, “5%” (coded as 4): 8.49 and “10%” (coded as 5): 10.06. Unstandardized regression weights *b* and effect coefficients *exp (b)* are reported. Significance tests for these coefficients are based on the *Wald* procedure.

b) PMT = Price mark-up tolerance. Number of observations in the subsample (except for “monthly electricity bill”): “up to 0.5%”: n = 13, “1%”: n = 19, “2%”: n = 31, “5%”: n = 38, “10%”: n = 24; “no price mark-up”: n = 108. Comparable number of observations for variable 8: 10, 15, 27, 32, 17 and 90. Mean/median values for subsample with no price mark-up tolerance are reported in Table 2.

c) Analysis of variance or nonparametric median test of significance of mean or median differences across the six categories of dependent variable “price mark-up tolerance”.

d) Figure in squared brackets = Bivariate *Kendall*-correlation between on independent variable and the ordinal criterion.

e) Test is not possible because all cases have values ≤ median.

+ p ≤ 0.10 \* p ≤ 0.05 \*\* p ≤ 0.01 \*\*\* p ≤ 0.001 (two-tailed tests).

Both regression analyses in Tables 2 and 3 reveal a significantly positive effect of the attitude towards environmental protection issues on PMT for green electricity. This supports *hypothesis H<sub>1</sub>*. The mean and median values of the environmental attitude scale across different PMT levels suggest that positive attitudes towards environmental protection issues influence the *categorical* WTP for green electricity rather than the mark-up *percentage*.

As predicted by *hypothesis H<sub>2</sub>*, the regression analyses indicated that PMT is affected by a customer's attitude towards her electricity supplier (see variable 2 in Tables 2 and 3). However, compared to the effect of the attitude towards environmental protection issues, the influence of the supplier-related attitude is much weaker.

*Hypothesis H<sub>3</sub>* predicting a negative influence of the difficulty of switching one's electricity supplier on PMT for green electricity was not supported by the evidence (see variable 3 in Tables 2 and 3): Both odds ratios for this variable were not significant. A mental accountings (cf. Thaler, 1985) can be taken to explain this insignificant result. This perspective suggests that consumers assign one-time (non-monetary) efforts required to switch to another EPC and recurring price increments for green electricity to distinct mental accounts. The outcome of this mental booking procedure is that consumers refrain from subtracting supplier switching costs when they decide about their PMT for green power.

The results of the binary logistic regression analyses are in line with *hypothesis H<sub>4</sub>* that household ecological conservation behavior has a significant ( $p \leq 0.05$ ) positive effect on PMT (see variable 4 in Table 2). The ordinal regression also supported this result but only at a marginal 10% level of significance (see Table 3). This weaker association is due to respondents with a PMT of 5% or 10% who reported less household ecological conservation efforts than those subjects with a PMT of up to 2%.

Logistic and ordinal regression analyses support *hypothesis H<sub>5</sub>* positing a significant influence of the evaluation of green energy by social reference groups on PMT (see variable 5 in Tables 2 and 3). Respondents with a WTP of at least 1% in particular have considerably higher reference group mean and median values than subjects unwilling to pay any mark-up for green electricity.

*Hypothesis H<sub>6</sub>* proposed a positive effect of the level of knowledge about renewable energy sources on PMT for green energy. The prediction variable achieved a 5% level of significance in the logistic regression and a 10% level in the ordinal analysis (see variable 6 in Tables 2 and 3). However, mean and median knowledge level values for six subsamples (for each level of mark-up) show that groups differ only marginally with regard to this predictor. A methodological reason for the weak relationship between knowledge about renewable energy sources and PMT is the low level of difficulty of the knowledge questions and hereby the low variance of this variable. Therefore, *hypothesis H<sub>6</sub>* was not confirmed.

*Hypothesis H<sub>7</sub>* predicted that socio-demographic characteristics are not related to PMT for green electricity after partialling attitudinal and perceptual predictors. The regression results in Tables 2 and 3 are not in line with this hypothesis: Multivariate analyses indicate that the monthly electricity bill and age still have a significant positive influence on PMT for green electricity *after* controlling for attitudinal and perceptual measures. Similarly, household size still had a significant negative impact. The ordinal regression revealed that the financial restrictions had a significant effect on the mark-up level. A low level of financial restrictions

was associated with the acceptance of mark-ups of 5% or 10% (see variable 7 in Table 3). The influence of the monthly household net income instead of the variable 7 included in Tables 2 and 3 was also explored in logistic and ordinal regressions. The new predictor achieved only insignificant weights both in the logistic analysis ( $p \leq 0.58$ ) and in the ordinal procedure ( $p \leq 0.17$ ). Therefore, it can be concluded that the household income had no unique effect on the mark-up level. In line with hypothesis  $H_7$  both regressions detected no significant effect of the socio-demographic characteristic gender on PMT. On balance, an above average level of PMT for green electricity is distinctive of customers who have a low electricity bill relative to their household size, are not single, and are younger than 40 years. By the same token, no price tolerance for green electricity can be expected among customers who live single, are older than 50 years and have to pay a relatively high electricity bill.

## 7.5 Discussion and Conclusions

The purpose of this study was to empirically explore PMT for green electricity and the influence of the psychological factors and socio-demographic characteristics on this tolerance in a sample of 238 German residential electricity customers. Although our intentional price increase acceptance measure might overestimate future/actual green electricity demand and payment behaviors of German consumers due a social desirability bias working in a telephone survey on environmental issues we found that almost 75% of the respondents were willing to accept no or only a low mark-up of up to 2%. According to Wenzel *et al.* (2006, pp. 148-149), Christ and Bothe (2007, pp. 6 and 21), and BDEW (2008), the surcharge to the monthly electricity bill required to cover additional costs of green electricity supply can be expected to fall in the range between 2.9% and 5.4% up to 2020. Early 2008, the actual surcharge amounted to 5.0% in Germany. Hence, our observations suggest that WTP for green electricity among German consumers is currently too low to cover cost-based additions for green electricity generation required to be carried by residential households in Germany up to 2020.

Our research reveals that at least in Germany very positive attitudes of the population towards environmental issues do not necessarily translate into WTP a considerable mark-up for green electricity. Thus, public institutions face the task of informing consumers about the environmental impact of renewable energies and the costs of this sustainable energy production even more intensively than in the past. Specifically, policy makers could strengthen consumers' trust in the environmental qualities of the electricity they are purchasing by introducing a mandatory certification of green electricity offers by an independent agency. Such measures are likely to be necessary not only in Germany, but also in other countries (including outside Europe) because the general attitude toward environmental protection activities tends to be less positive than in most other nations compared to Germany.

For EPC the large variance of PMT in the present sample suggests that marketing-mix instruments have to be shaped differently for customer segments differing in their PMT for green electricity. According to our findings, customers with high PMT tend to be character-



ized by a positive attitude towards environmental protection issues and one's current electricity supplier, a good knowledge about renewable energy sources, a significant impact of the evaluation of green electricity by social reference groups on their own consumption decisions, considerable ecological conservation behaviors in their household, few financial restrictions, being more than 40 years old, not living alone, and a low monthly electricity bill (*after* neutralization the bill effects of household size). This customer segment can be targeted with a green electricity brand offering a high proportion of green electricity at a considerable mark-up. For customers with opposite characteristics of the above-mentioned psychological and socio-demographic characteristics marketing measures could be developed, which aim at sensitizing individuals for consequences of conventional energy use and production on the environment in general and one's personal quality of life (Hansla *et al.*, 2008, p. 773).

The significantly negative impact of the household electricity bill on PMT for green electricity after neutralizing the effects of ten other predictors may be taken to indicate that EPC and public institutions have to turn their attention to the level of price premiums for green electricity and tariff explanation. Our results suggest that if an EPC with tariff levels, which are already higher than the market average without the delivery of green electricity, introduces a new green electricity tariff, which is even higher, this would negatively influence the perceived price fairness of the EPC. Customers of suppliers, who already pay above average electricity bills, generally neither have negative attitudes towards environmental protection issues nor are less engaged in household ecological conservation efforts. Rather, these customers perceive the exchange relationships with their EPC as unfair and are thus unwilling to allow their supplier an additional surcharge for green electricity. In line with this reasoning, our empirical analyses revealed that a person's electricity bill correlated significantly negatively with her attitude towards her current electricity supplier but not significantly with her attitude towards environmental protection issues and household ecological conservation actions.

Therefore, EPC with above average electricity prices for conventional and green energy products cannot assume that their customers will not change their current supplier because of the high switching costs involved. Rather these electricity companies should strive to provide correct, quick, comprehensible, and complete information (Diller, 2008, p. 167) on the reasons of their relative price position and for green power price premiums. Depending on an EPC's individual situation, different channels/ways may be appropriate for distributing the information (e.g., invoice insets, customer magazines, mass media, call centers, sales outlets/representatives).

This study contributes towards exploring determinants of PMT for green electricity. Due its limitations our work should also trigger future research to replicate and extend the present findings. These studies should survey more representative samples than we did. With regard to capturing the PMT construct, first, the limitations of the present nominal and ordinal measurements have to be surmounted. However, for a valid measurement of WTP for green elec-

tricity, the respondents should be explicitly informed of electricity market prices per kW h and the typical consumption of electricity for different household sizes because of the low level of knowledge regarding electricity related issues common among residential customers (e.g., Menges *et al.*, 2004, pp. 251-253). Second, because of the discrepancies between consumers' self-reported intentions to pay and the actual paying behaviors found in many consumer studies, future research should include both types of measurement (see also Menges *et al.*, 2004, p. 250; Pedersen and Neergaard, 2006, pp. 20-22; Hansla *et al.*, 2008, p. 773).

Our study investigated the influence of a set of attitudinal and perceptual constructs and socio-demographic characteristics on PMT. Future research studies should expand this focus by looking at supplier and supply related characteristics of electricity markets such as e.g. proportion of green electricity, sources of renewable energy (solar, wind, etc.), conventional energy sources (e.g., nuclear power, natural gas) in mix electricity offers and competition intensity around the customer's residence as potential factors influencing PMT for green electricity (Roe *et al.*, 2001, p. 921; Menges *et al.*, 2005, pp. 447-451; Sammer and Wüstenhagen, 2006, pp. 186-194; Borchers *et al.*, 2007, pp. 3331-3334; Christ and Bothe, 2007, pp. 29-30).

The focus of our study was to explore the price elements of green electricity tariffs as dependent variables. Just the other way around, the price behavior of residential electricity customers and the pricing of EPC in terms of green electricity could also be explored as independent variables. Investigations focusing on price elasticities of demand for green electricity in samples of residential customers (in Germany) do not exist yet. This is regrettable because they are equally relevant for EPC and environmental decisions of public institutions. Consequently, there is ample room for future research covering such issues.

## References

- Ajzen I. 1991. The theory of planned behavior. *Organizational Behavior & Human Decision Processes* **50**: 179-211.
- Anderson EW. 1996. Customer satisfaction and price tolerance. *Marketing Letters* **7**: 265-274.
- Arkesteijn K, Oerlemans L. 2005. The early adoption of green power by Dutch households. An empirical exploration of factors influencing the early adoption of green electricity for domestic purposes. *Energy Policy* **33**: 183-196.
- Bakay Z, Rennhak C. 2004. *Kundenzufriedenheitsmessung im Low-Involvement-Produkt Strom*. <http://www.munich-business-school.de/wissen/working-papers.html> [8 December 2008].
- Bang HK, Ellinger AE, Hadjimarcou J, Traichal PA. 2000. Consumer concern, knowledge, belief, and attitude toward renewable energy: an application of the reasoned action theory. *Psychology & Marketing* **17**: 449-468.
- Bansal HS, Taylor SF. 1999. The service provider switching model (SPSM). A model of consumer switching behavior in the services industry. *Journal of Service Research* **2**: 200-218.
- Bansal HS, Taylor SF, James YS. 2005. "Migrating" to new service providers: toward a unifying framework of consumers' switching behaviours. *Journal of the Academy of Marketing Science* **33**: 96-115.

- Batley SL, Fleming PD, Urwin P. 2000. Willingness to pay for renewable energy: implications for UK green tariff offerings. *Indoor and Built Environment* **9**: 157-170.
- Batley SL, Colbourne D, Fleming PD, Urwin P. 2001. Citizen versus consumer: challenges in the UK green power market. *Energy Policy* **29**: 479-487.
- BDEW. 2008. *Verbraucher wählen mehr Ökostrom-Produkte*. [http://www.bdew.de/bdew.nsf/id/DE\\_20080425\\_PM\\_Verbraucher\\_waehlen\\_mehr\\_OekostromProdukte?open&ccm=250010](http://www.bdew.de/bdew.nsf/id/DE_20080425_PM_Verbraucher_waehlen_mehr_OekostromProdukte?open&ccm=250010) [8 December 2008].
- Bech-Larsen T, Grunert K. 2001. Konsumentenentscheidungen bei Vertrauensentscheidungen: Eine Untersuchung am Beispiel des Kaufes von ökologischen Lebensmitteln in Deutschland und Dänemark. *Marketing ZFP* **23**: 188-197.
- Bird L, Wüstenhagen R, Aabakken J. 2002. A review of international green power markets: recent experience, trends, and market drivers. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* **6**: 513-536.
- BMU. 2008a. *Entwicklung der erneuerbaren Energien in Deutschland im Jahre 2007*. [http://www.bmu.de/erneuerbare\\_energien/downloads/doc/39830.php](http://www.bmu.de/erneuerbare_energien/downloads/doc/39830.php) [8 December 2008].
- BMU. 2008b. *Erfahrungsbericht 2007*. URL: [http://www.bmu.de/files/pdfs/allgemein/application/pdf/erfahrungsbericht\\_eeg\\_2007.pdf](http://www.bmu.de/files/pdfs/allgemein/application/pdf/erfahrungsbericht_eeg_2007.pdf) [8 December 2008].
- Borchers AM, Duke JM, Parsons GR. 2007. Does willingness to pay for green energy differ by source? *Energy Policy* **35**: 3327-3334.
- Bruhn M, Meffert H. 2006. Umweltbewusstsein der Bevölkerung in der Bundesrepublik Deutschland – Empirische Ergebnisse einer Langzeitstudie. *Die Unternehmung* **60**: 7-26.
- Burnham TA, Frels JK, Mahajan V. 2003. Consumer switching costs: a typology, antecedents, and consequences. *Journal of the Academy of Marketing Science* **31**: 109-126.
- Byrnes B, Jones C, Goodman S. 1999. Contingent valuation and real economic evidence from electric utility green pricing programmes. *Journal of Environmental Planning and Management* **42**: 149-166.
- Chatterjee S, Price B. 1991. *Regression Analysis by Example* (2nd edn). Wiley: New York.
- Christ S, Bothe D. 2007. *Bestimmung der Zahlungsbereitschaft für erneuerbare Energien mit Hilfe der Kontingenten Bewertungsmethode*. <http://www.ewi.uni-koeln.de/fileadmin/user/WPs/ewiwp0701.pdf> [8 December 2008].
- Clark CF, Kotchen MJ, Moore MR. 2003. Internal and external influences on pro-environmental behavior: participation in a green electricity program. *Journal of Environmental Psychology* **23**: 237-246.
- Cohen J, Cohen P, West SG, Aiken LS. 2003. *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences* (3<sup>rd</sup> edn.). Lawrence Erlbaum Associates: Mahwah.
- Curry TE, Reiner DM, Figueiredo MA, Herzog HJ. 2005. *A survey of public attitudes towards energy & environment in Great Britain*. [http://sequestration.mit.edu/pdf/LFEE\\_2005-001\\_WP.pdf](http://sequestration.mit.edu/pdf/LFEE_2005-001_WP.pdf) [8 December 2008].
- Diekmann A, Preisendörfer P. 1992. Persönliches Umweltverhalten. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* **44**: 226-251.
- Diaz-Rainey I, Ashton JK. 2007. *Characteristics of UK consumers' willingness to pay for green energy*. [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1030530](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1030530) [8 December 2008].
- Diller H. 2008. *Preispolitik* (4th edn). Kohlhammer: Stuttgart.
- Ek K, Söderholm P. 2008. Norms and economic motivation in the Swedish green electricity market. *Ecological Economics* **68**: 169-182.
- Farhar BC, Coburn TC. 1999. *Colorado homeowner preferences on energy and environmental policy*. [http://www.eere.energy.gov/greenpower/resources/pdfs/farhar\\_25285.pdf](http://www.eere.energy.gov/greenpower/resources/pdfs/farhar_25285.pdf) [8 December 2008].

- Gan L, Eskeland GS, Kolshus HH. 2007. Green electricity market development: lessons from Europe and the US. *Energy Policy* **35**: 144-155.
- Gierl H, Stumpp S. 1999. Der Einfluß von Kontrollüberzeugungen und globalen Einstellungen auf das umweltbewußte Konsumentenverhalten. *Marketing ZFP* **21**: 121-129.
- Gossling S, Kunkel T, Schumacher K, Heck N, Birkemeyer J, Froese J, Naber N, Schliermann E. 2005. A target group-specific approach to “green” power retailing: students as consumers of renewable energy. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* **9**: 69-83.
- Haan G, Kuckartz U. 1996. *Umweltbewußtsein*. Westdeutscher Verlag: Opladen.
- Hansla A, Gamble A, Juliusson A, Gärling T. 2008. Psychological determinants of attitude towards and willingness to pay for green electricity. *Energy Policy* **36**: 768-774.
- Hartmann P, Apaolaza Ibáñez V. 2007. Managing customer loyalty in liberalized residential energy markets: the impact of energy branding. *Energy Policy* **35**: 2661-2672.
- Henseler J. 2006. *Das Wechselverhalten von Konsumenten im Strommarkt*. DUV: Wiesbaden.
- Herrmann A, Huber F, Sivakumar K, Wricke M. 2004. An empirical analysis of the determinants of price tolerance. *Psychology & Marketing* **21**: 533-551.
- Homburg C. 2007. Betriebswirtschaftslehre als empirische Wissenschaft – Bestandsaufnahme und Empfehlungen. *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung Special Issue No. 56*: 27-60.
- Homburg C, Koschate N, Hoyer WD. 2005. Do satisfied customers really pay more? A study of the relationship between customer satisfaction and willingness to pay. *Journal of Marketing* **69**(2): 84-96.
- Ivanova G. 2005. *Queensland consumer's willingness to pay for electricity from renewable energy sources*. [http://www.anzsee.org/anzsee2005papers/Ivanova\\_%20WTP\\_for\\_renewable\\_energy.pdf](http://www.anzsee.org/anzsee2005papers/Ivanova_%20WTP_for_renewable_energy.pdf) [8 December 2008].
- Jensen K, English B, Jakus P, Menard J. 2004. *Consumer preferences for electricity from Bioenergy and other renewables*. <http://ageconsearch.umn.edu/handle/19935> [8 December 2008].
- Joskow PL. 2006. Markets for power in the United States: an interim assessment. *Energy Journal* **27**: 1-36.
- Kinnunen K. 2004. Electricity network regulation: Practical implementation in the Nordic countries. In *Trends in Infrastructure Regulation and Financing*, Hirschhausen C, Beckers T, Mitusch K (eds). Edward Elgar: Cheltenham; 253-276.
- Kotchen MJ, Moore MR. 2007. Private provision of environmental public goods: household participation in green-electricity programs. *Journal of Environmental Economics and Management* **53**: 1-16.
- Kuckartz U. 1998. *Umweltbewußtsein und Umweltverhalten*. Springer: Berlin.
- Kuckartz U, Rheingans-Heintze A. 2006. *Trends im Umweltbewusstsein*. VS Verlag: Wiesbaden.
- Liebe U. 2007. *Zahlungsbereitschaft für kollektive Umweltgüter*. VS Verlag: Wiesbaden.
- Longo A, Markandya A, Petrucci M. 2008. The internalization of externalities in the production of electricity: willingness to pay for the attributes of a policy for renewable energy. *Ecological Economics* **67**: 140-152.
- Menges R, Schröder C, Traub S. 2004. Erhebung von Zahlungsbereitschaften für Ökostrom. *Marketing ZFP* **26**: 247-258.
- Menges R, Schroeder C, Traub S. 2005. Altruism, warm glow and the willingness-to-donate for green electricity: an artefactual field experiment. *Environmental & Resource Economics* **31**: 431-458.
- Nomura N, Akai M. 2004. Willingness to pay for green electricity in Japan as estimated through contingent valuation method. *Applied Energy* **78**: 453-463.

- Nunnally JC. 1967. Psychometric Theory. McGraw-Hill: New York.
- Pedersen ER, Neergaard P. 2006. Caveat Emptor – Let the buyer beware! Environmental labelling and the limitations of ‘green’ consumerism. *Business Strategy and the Environment* **15**: 15-29.
- Peterson RA. 1994. A meta-analysis of Cronbach’s coefficient Alpha. *Journal of Consumer Research* **21**: 381-391.
- Preisendörfer P. 1999. *Umwelteinstellungen und Umweltverhalten in Deutschland*. Leske & Budrich: Opladen.
- Roe B, Teisl MF, Levy A, Russell M. 2001. US consumers’ willingness to pay for green electricity. *Energy Policy* **29**: 917-925.
- Rowlands IH, Parker P, Scott D. 2002. Consumer perceptions of “green power”. *Journal of Consumer Marketing* **19**: 112-129.
- Rowlands IH, Parker P, Scott D. 2003. Consumers and green electricity: profiling potential purchasers. *Business Strategy and the Environment* **12**: 36-48.
- Sammer K, Wüstenhagen R. 2006. The influence of eco-labelling on consumer behavior – results of a discrete choice analysis for washing machines. *Business Strategy and the Environment* **15**: 185-199.
- Statistisches Bundesamt. 2008. *Statistisches Jahrbuch 2008*. <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Querschnittsveroeffentlichungen/StatistischesJahrbuch/JahrbuchDownload,templateId=renderPrint.psml> [8 December 2008].
- Stock R. 2005. Can customer satisfaction decrease price sensitivity in business-to-business markets. *Journal of Business-to-Business Marketing* **12**(3): 59-87.
- Stone G, Barnes JH, Montgomery C. 1995. Ecoscale: a scale for the measurement of environmentally responsible consumers. *Psychology & Marketing* **12**: 595-612.
- Thaler, R. 1985. Mental accounting and consumer choice. *Marketing Science* **4**: 199-214.
- Tilikidou I, Delistavrou A. 2008. Types and influential factors of consumers’ non-purchasing ecological behaviors. *Business Strategy and Environment* **17**: 61-76.
- Trommsdorff V. 2004. *Konsumentenverhalten* (6th edn). Kohlhammer: Stuttgart.
- Wenzel B, Staiß F, Nitsch J, Fischedick M. 2006. Stromerzeugung aus Erneuerbaren Energien: Ausbau und Kostenentwicklung bis 2020. *Zeitschrift für Energiewirtschaft* **30**: 141-151.
- Whitehead JC, Cherry TL. 2007. Willingness to pay for a green energy program: a comparison of ex-ante and ex-post hypothetical bias mitigation approaches. *Resource and Energy Economics* **29**: 247-261.
- Wiser RH. 2007. Using contingent valuation to explore willingness to pay for renewable energy: a comparison of collective and voluntary payment vehicles. *Ecological Economics* **62**: 419-432.
- Wüstenhagen R, Bilharz M. 2006. Green energy market development in Germany: effective public policy and emerging customer demand. *Energy Policy* **34**: 1681-1696.
- Zarnikau J. 2003. Consumer demand for green power and energy efficiency. *Energy Policy* **31**: 1661-1672.